An Evaluation of the Impact of the 1997-1998 Small Weeks Projects on EI Program and Labour Market Outcomes

Final Report

Prepared for:
Strategic Evaluation and Monitoring
Evaluation and Data Development
Strategic Policy
Human Resources Development Canada

Prepared by:
Jane Friesen
Simon Fraser University

October 2000

SP-AH132-03-00E

Acknowledgements

I would like to thank Lesle Wesa of HRDC for expert assistance with the data used in this study. Tom Siedule provided many helpful comments along the way. Financial support from HRDC is gratefully acknowledged. Responsibility for any errors or omissions in this work and any judgements expressed are solely those of the author.

Table of Contents

Abstract i

Introduction 1

1. Participation in the Small Weeks Projects 3

2. Work Incentives under the Small Weeks Projects 5

3. Analysis of Behavioural Responses 9
3.1 Upper bounds on behavioural responses implied by the data 9
3.2 Econometric analysis of behavioural responses 11
3.3 The Small Weeks Projects affect earnings and income 18

4. Conclusion 19

Bibliography 21

Appendix A: Regression Results 23

Appendix B: Calculation of Weekly Benefit Rate 31

List of Tables

Table 1 Selected Data Means, All Claims Filed in Regions and Months When the Projects Were in Effect 3

Table 2 The Effect of Working an Extra Week on Benefits and Income, Average Female Participant. 6

Table 3 The Effect of Working an Extra Week on Benefits and Income, Average Male Participant 7

Table 4 Upper Bounds on Behavioural Responses, Females 10

Table 5 Upper Bounds on Behavioural Responses, Males 10

Table 6 Illustrative Examples of Effect of Projects on Measured Divisor Weeks Under Different Behavioural Assumptions 12

Table 7 Descriptive Statistics, Treatment and Control Samples 13

Table 8 Estimated Treatment Effect, Number of Divisor Weeks 14

Table 9 Estimated Number of Small Weeks Added, Males 15

List of Figures

Figure 1 Participation Rate, Small Weeks Projects 4

Abstract

The formula for calculating the level of weekly benefits paid to EI recipients was changed as part of the move to an hours-based EI system in January 1997. Under the new system the weekly benefit rate is based on average weekly insured earnings in the rate calculation period (RCP), which is the twenty-six weeks preceding the last day of employment. Average weekly earnings are calculated by dividing total earnings during the RCP by the greater of the number of weeks worked or the minimum divisor. This formula creates a disincentive for individuals to accept weeks of work during the RCP that lower their average weekly earnings and therefore their subsequent benefit levels.

In 1997, HRDC introduced temporary benefit rate adjustment formulas that are intended to undo this disincentive. Under the Small Weeks Projects, claimants were allowed to exclude or bundle "small" weeks, during which earnings were less than $150, from the calculation of average weekly earnings. Over 11 percent of all claimants in regions included in the Projects worked at least one small week in the Rate Calculation Period, and therefore benefited from the program. Women were far more likely than men to benefit: 7.6 percent of male claimants participated compared to 14.6 percent of female claimants. The exact number of small weeks worked could not be measured directly because, although data on weekly earnings are available in unedited form, their preliminary nature made them unsuitable for this purpose. Instead, these important statistics are inferred from the difference between a claimant's actual benefit rate and status quo rate. The results indicate that the average female participant worked between 3.2 and 5.3 small weeks, and the average male participant worked between 2.9 and 4.1 small weeks.

Participation in the program does not necessarily mean that individuals altered their behaviour in response to the program. Some small weeks might have been worked anyway. We refer to an increase in benefits that arises simply because a different formula has been applied to an unchanged work pattern as a "passive" increase in benefits; however, some behavioural response might be expected. The small weeks benefit formulas altered work incentives both by eliminating the disincentive to work small weeks, and creating a new incentive to convert below-average weeks when earnings exceed $150 to small weeks. Claimants may have responded to the first incentive by working additional weeks, and/or to the second incentive by converting below-average big weeks to small weeks.

Econometric evidence provided in this paper indicates that the average female participant would have worked no small weeks had the program not been in place, and did not convert any big weeks to small weeks. All of the between 3.2 and 5.3 small weeks worked by the average female participant appear to have arisen as an active increase in weeks worked in response to the program. All but 1.5 of the small weeks worked by the average male participant, that is, between 1.8 and 2.6 weeks, similarly appear to have arisen as an active increase in weeks worked. The remaining 1.5 weeks could have arisen passively, that is, they might have been worked anyway, or could reflect the conversion of big weeks to small. Given the very high effective marginal tax rates on small weeks in the pre-program

106-02343/

period, and the almost equally high effective marginal tax rates on below-average big weeks during the program period, the latter interpretation is much more plausible. The program increased the income of the average female participant by an estimated $450 to $750, and of the average male participant by an estimated $495 to $615.

These findings indicate that the Small Weeks Projects succeeded in encouraging a significant proportion of EI claimants to work additional weeks. By encouraging additional work and by eliminating the penalty for small weeks that would have been worked anyway, the program generated increased incomes for these primarily low-income, female claimants in high unemployment regions.

While the Small Weeks Projects succeeded in attaining their stated objectives, the evidence strongly suggests that there has been an unintended side effect in addition. The average male participant appears to have reduced working hours in some below-average big weeks in order to increase both leisure and income. Given the very high effective marginal tax rates on earnings in excess of $150 in below-average weeks, this response is unsurprising. This unintended effect of the Small Weeks Projects should be monitored carefully in future.

Introduction

The formula for calculating the level of weekly benefits paid to Employment Insurance (EI) recipients was changed as part of the move to an hours-based EI system in January 1997. Under the new system the weekly benefit rate is based on average weekly insured earnings in the Rate Calculation Period (RCP), which is the twenty-six weeks preceding the last day of employment. Average weekly earnings are calculated by dividing total earnings during the RCP by the greater of the number of weeks worked or the minimum divisor. This formula creates a disincentive for individuals to accept weeks of work during the RCP that lower their average weekly earnings and therefore their subsequent benefit levels.

In 1997, HRDC introduced temporary benefit rate adjustment formulas that are intended to undo this disincentive. Phase I of the Small Weeks Adjustment Projects applied to eligible claims filed between May 4, 1997 and November 15, 1998 in a set of high unemployment regions, and Phase II applied to eligible claims filed between August 31, 1997 and November 15, 1998 in the remaining high unemployment regions. Both phases of the Projects allowed claimants to exclude or bundle "small" weeks, during which earnings were less than $150, from the calculation of average weekly earnings, thereby eliminating the disincentive to work small weeks. The start and end dates of both phases were announced in the first week of March 1997.

This report uses administrative data supplied by HRDC to evaluate the Small Weeks Projects. This evaluation has two objectives:

(1) to determine the nature and magnitude of any changes in work patterns in response to the program; and

(2) to determine how the program affected the incomes of participants.

This report begins in Section 1 with a description of patterns of participation in the Projects over time, and describes the characteristics of program participants. Section 2 explores the incentives created by the program. Econometric estimates of behavioural responses to the Projects are presented in Section 3. Section 4 concludes.

1. Participation in the Small Weeks Projects

The Small Weeks Projects became effective in Phase I regions on May 4, 1997 and in Phase II regions on August 31, 1997. Between these dates and November 15, 1998, when these phases of the Projects were terminated, almost 1.5 million workers filed Employment Insurance (EI) claims in these regions. Of these, 7.6 percent of male claimants and over 14.6 percent of female claimants received higher weekly benefits because of the Small Weeks Projects.

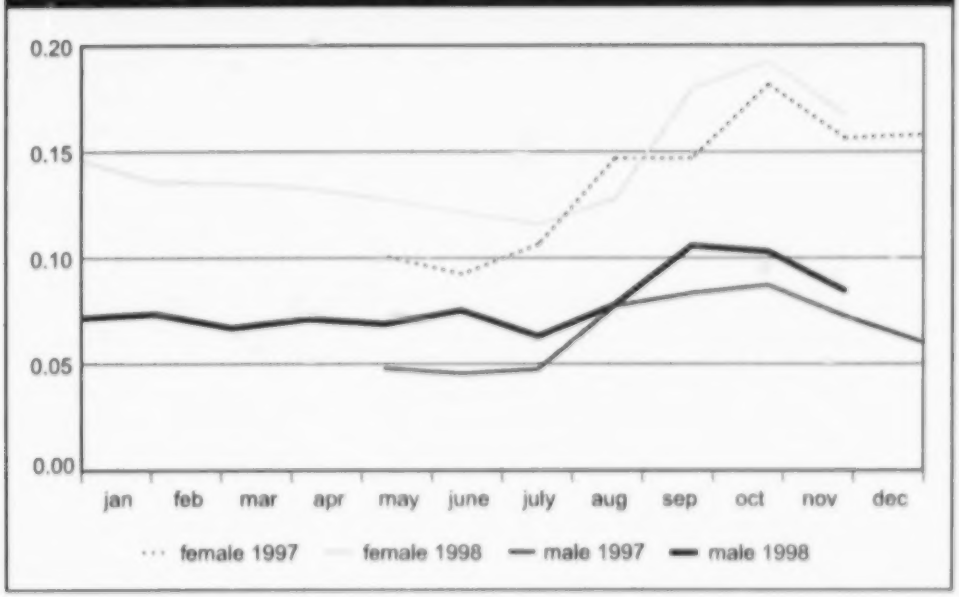
Table 1 presents mean values of some important variables for participants and non-participants who filed claims in the program period. Participants lived in regions with somewhat higher unemployment rates and worked fewer hours in the qualifying period than non-participants did. The variable "previous" is defined as the number of weeks since June 1996 during which the individual received benefits. Project participants had on average spent a greater number of weeks collecting EI benefits in the recent past than had claimants in general. The profile of a typical beneficiary of the Small Weeks Projects therefore is a female claimant from a particularly high unemployment region with a history of previous benefit receipt and who has worked approximately 25 percent fewer hours in the qualifying period than the average EI claimant.

Figure 1 shows that the participation rate of both men and women was seasonal, rising in the fall and early winter. The female participation rate was greater than the male participation rate in every month and had a more pronounced seasonal pattern. With the exception of August, the participation rate was higher in 1998 than in comparable months in 1997.

TABLE 1
Selected Data Means, All Claims Filed in Regions and Months When the Projects Were in Effect

	Female non-participants	Female participants	Male non-participants	Male participants
Unemployment rate	12.7	14.1	13.1	14.0
Previous	11.0	20.4	16.1	21.9
Hours	1,276.9	1,001.3	1,279.1	1,087.6
Change in weekly benefit	—	19.95	—	25.60
N	544,305	93,342	759,733	62,758

FIGURE 1
Participation Rate, Small Weeks Projects



The administrative data files contain information both about the actual weekly benefit rate paid to Project participants and about the "status quo benefit rate," the benefit rate that the individual would have received with the same employment history had the person been treated in the standard (EI, no Small Weeks Projects) way. The average weekly program benefit rate of female participants exceeded their status quo benefit rate by $19.95 and of male participants by $25.60.

These participation rates and increases in benefits paid under the Projects do not necessarily imply a behavioural response to the program. Participation in the program means that some small weeks were worked during the program period. The primary question of interest is the extent to which these small weeks would have been worked anyway. At one extreme, claimants would have worked the same number of weeks regardless of the incentives created by the Projects, so that there was no behavioural response. Small weeks worked that do not reflect a change in behaviour will be termed "passive."

At the other extreme, claimants might have worked no small weeks in the absence of the program. The small weeks worked under the program could have arisen as participants added small weeks of work, or as they converted below average "big" weeks, during which earnings exceeded $150, to small weeks. The "active addition" of small weeks represents an increase in work, while the "active conversion" of big weeks to small weeks represents a reduction in work. The next section explores the nature of the incentives under the EI program and the changes in those incentives created by the Small Weeks Projects in order to generate a better understanding of what sort of behavioural response might be expected.

2. Work Incentives under the Small Weeks Projects

The intention of the Small Weeks Projects is to undo the disincentive to work small weeks that was created under the EI program commencing in January 1997. The disincentive arises because, although eligibility and entitlement are now defined in terms of total hours worked, the level of benefits paid depends on the total insured earnings in the twenty-six week rate calculation period (RCP), divided by the greater of the number of weeks worked in the RCP or the minimum divisor. If an extra week of work generates lower earnings than the average of previous weeks worked, it lowers average insured earnings and reduces the level of benefit paid.

In a static labour/leisure choice model, fully informed workers will choose not to work an additional week if the cost of doing so exceeds the expected benefit.[1] A worker who foregoes a week of work gives up the income she would have earned in that week and gains some number of hours of time that she can devote to non-market activity. Assuming that the entrance requirement and minimum divisor have been met and that the earnings in that week would have been less than the average weekly earnings in the Rate Calculation Period, her decision not to work will yield a higher average weekly benefit payment if she makes an EI claim. The outcome of the cost-benefit calculation will depend on the amount of earnings given up, the difference between the weekly earnings of the week in question relative to average earnings in other weeks worked during the RCP, the number of hours of work required to generate those earnings and the number of weeks of EI entitlement.

Panel A of Table 2 shows the disincentives that existed under the EI program before the commencement of the Small Weeks Projects for a typical female program participant who worked 21 "big" weeks with average weekly earnings of $304. The first row of panel A shows that if she worked one more week and earned $300, this increase in her earnings shown in column (3) would be offset by a reduction in benefits of $3 over a benefit period of 30 weeks (10 cents per week), shown in column (4).[2] The $300 increase in earnings would yield an increase of only $297 in her total income over the time of the Rate Calculation Period and the Benefit Period, shown in column (5). The effect of additional weeks of work on entitlement is ignored in this calculation because the average participant comes nowhere near exhausting her benefit period. The last column indicates the effective tax rate on earnings working through the benefit rate calculation formula.

---

1 The static labour/leisure choice model is widely used in the analysis of incentive effects created by unemployment insurance systems. See, for example, Phipps (1990, 1991), Green and Riddell (1993) and Green and Sargent (1995).

2 The effect of an additional small week of work on the program benefit rate is calculated by applying the benefit rate formula to the work pattern of the average participant in the Small Weeks Projects who works one small week with the indicated earnings. For details of this calculation, see Appendix B.

TABLE 2
The Effect of Working an Extra Week on Benefits and Income, Average Female Participant

	Instead of Earning	Earn	Increase in Earnings	Reduction in Benefits	Change in Total Income	Effective Tax Rate
	(1)	(2)	(3) = (2) - (1)	(4)	(5) = (3) + (4)	(6) = -(4)/(3)
A. No Small Weeks Projects						
	$0	$300	$300	-$3.00	$297.00	1%
	$0	$250	$250	-$40.50	$209.50	16.2%
	$0	$200	$200	-$78.00	$122.00	39%
	$0	$150	$150	-$115.50	$34.50	77%
	$0	$100	$100	-$153.00	-$53.00	153%
	$0	$50	$50	-$190.50	-$140.50	381%
B. With Small Weeks Projects						
	$150	$300	$150	-3.00	147.00	2%
	$150	$250	$100	-40.50	59.50	40.5%
	$150	$200	$50	-78.00	-38.00	156%
	$0	$150	$150	0.00	150.00	0.00
	$0	$100	$100	0.00	100.00	0.00
	$0	$50	$50	0.00	50.00	0.00

The subsequent rows of Panel A show the effect on benefit levels of additional weeks with different earnings. Effective tax rates on earnings arising through the benefit rate formula are greater than 100 percent if weekly earnings are below about $130, and become extremely high on weekly earnings of less than $100. The corresponding column in Table 3 shows that, because of their higher average weekly earnings of $504, effective tax rates were even higher for males in the absence of the Small Weeks Projects. The disincentive to work small weeks is greater the lower are the earnings generated in that week of work, the higher are earnings averaged over other weeks, the greater the length of the benefit period, the more highly the individual values leisure, and the lower the individual's discount rate.

Panel B of Tables 2 and 3 shows the average effect for females and males respectively of working extra weeks at below average earnings when the Small Weeks Projects are in place. The effects of the program on benefits and income arising from "small weeks" as defined

TABLE 3 The Effect of Working an Extra Week on Benefits and Income, Average Male Participant						
	Instead of Earning	**Earn**	**Increase in Earnings**	**Reduction in Benefits**	**Change in Total Income**	**Effective Tax Rate**
	(1)	(2)	(3) = (2) - (1)	(4)	(5) = (3) + (4)	(6) = -(4)/(3)
A. No Small Weeks Projects						
	$0	$300	$300	-$78.00	$222.00	26%
	$0	$250	$250	-$115.50	$134.50	46.2%
	$0	$200	$200	-$153.00	$47.00	76.5%
	$0	$150	$150	-$190.50	-$40.50	127%
	$0	$100	$100	-$228.00	-$128.00	228%
	$0	$50	$50	-$265.50	-$215.50	531%
B. With Small Weeks Projects						
	$150	$300	$150	-$78.00	$72.00	52%
	$150	$250	$100	-$115.50	-$15.50	115.5%
	$150	$200	$50	-$153.00	-$103.00	306%
	$0	$150	$150	$0.00	$150.00	0.00
	$0	$100	$100	$0.00	$100.00	0.00
	$0	$50	$50	$0.00	$50.00	0.00

within the Project are shown in the last three rows on Tables 2 and 3. Because these weeks are no longer included in the benefit rate formula, the effective marginal tax rate on earnings during these weeks is zero. The disincentive to work small weeks has been eliminated, as planned.

The elimination of the effective tax on earnings in small weeks is not the only change in incentives introduced by the program, however. Under the Small Weeks Projects, only below average weeks with earnings of no more than $150 are ignored in the rate calculation formula. Weeks in which earnings were between $150 and $300, for example, would still lower benefit rates. If, however, workers reduce their earnings in these weeks to $150, they could keep these earnings without any loss of benefit. While the rate calculation formula under EI creates an incentive to avoid working weeks with below average earnings, the rate calculation under the Small Weeks Projects creates an incentive to reduce earnings in below average weeks to the ceiling of $150.

This incentive is illustrated in the first three rows of Panel B in Tables 2 and 3. In each of these cases, the earnings over $150 per week causes benefits to fall, reducing total income. Again, the implicit tax rates on income over $150 in below average weeks are presented in the last column of the Tables. In some cases the disincentives to work below-average "big" weeks under the program are greater than the disincentive to work small weeks that the program was designed to eliminate.

3. Analysis of Behavioural Responses

Given the changes in incentives described in Section 2, we might expect program participants to respond to the Small Weeks Projects by working more, fewer, or the same number of hours and weeks as before. This section begins by generating upper bounds on behavioural responses from the raw data. These upper bounds can then be used to gauge the plausibility of the formal econometric evidence presented next. Finally, estimates of the behavioural responses are used to inform estimates of changes in participants' incomes.

3.1 Upper bounds on behavioural responses implied by the data

The number of small weeks added or converted by participants obviously cannot be greater than the number actually worked. Although data on weekly earnings are available in unedited form, their preliminary nature made measuring small weeks directly from weekly earnings data too unreliable for purposes of this investigation; however, the benefit rate data can be used to approximate the number of small weeks worked by program participants.

Consider first the case of an average female participant, presented in Table 4. We know that the average difference between the actual benefit rate paid and the status quo benefit rate of female program participants was $19.95. Panel A shows that the addition of a $150 week would drive a wedge between the status quo and actual benefit rate of about $3.80, an additional $100 week would generate a difference of $5.10, and an additional $50 week would generate a difference of $6.30 (see Appendix B). The average difference between the actual and status quo benefit rates could reflect 5.3 weeks worked at $150 per week, 3.9 weeks at $100 per week, or 3.2 weeks at $50 per week. We therefore can conclude that the average female participant worked between 3.2 and 5.3 small weeks during the Rate Calculation Period. If we assume the individual would have worked no small weeks in the absence of the Projects and none of the increase in weekly benefits was effected through a reduction in hours that converted big weeks to small weeks, we can treat these numbers as approximate upper bounds on the increase in the number of weeks worked by the average female participant.

Alternatively, if we assume the individual worked no small weeks in the absence of the Projects and none of the increase in weekly benefits was effected through increased weeks of work, we can treat these 5.3 (at $150) weeks as the upper bound on the number of big weeks converted to small weeks by the average female participant.

The average difference between the actual benefit rate paid and the status quo benefit rate of male program participants was $25.60. Table 5 shows that, for males, an additional $150 week would drive a wedge between the status quo and actual benefit rate of about

$6.30, an additional $100 week would generate a difference of $7.60, and an additional $50 week would generate a difference of $8.80 (based on Table 3, Panel A). The average difference between the actual and status quo benefit rates could reflect 4.1 weeks worked at $150 per week, 3.4 weeks at $100 per week, or 2.9 weeks at $50 per week. We therefore can conclude that the average male participant worked between 2.9 and 4.1 small weeks during the program period. If we assume no small weeks would have been worked in the absence of the program and no big weeks were converted to small weeks, at most between 2.9 and 4.1 small weeks of work could have been added by the average male participant.

TABLE 4
Upper Bounds on Behavioural Responses, Females

	Weekly Earnings	Change in Weekly Benefit	Difference between Program and Status Quo Benefit Rates	Upper Bound on Increase in Small Weeks Worked
A. Active Addition				
	$150	$3.80	$19.95	5.3
	$100	$5.10	$19.95	3.9
	$ 50	$6.30	$19.95	3.2
B. Active Conversion				
	$150	$3.80	$19.95	5.3

TABLE 5
Upper Bounds on Behavioural Responses, Males

	Weekly Earnings	Change in Weekly Benefit	Difference between Program and Status Quo Benefit Rates	Upper Bound on Increase in Small Weeks Worked
A. Active Addition				
	$150	$6.30	$25.60	4.1
	$100	$7.60	$25.60	3.4
	$ 50	$8.80	$25.60	2.9
B. Active Conversion				
	$150	$6.30	$25.60	4.1

Alternatively, if we assume the individual worked no small weeks in the absence of the Projects and none of the increase in weekly benefits was effected through increased weeks of work, we can treat 4.1 (at $150) weeks as the upper bound on the number of big weeks converted to small weeks by the average male participant.

3.2 Econometric analysis of behavioural responses

In order to identify the effect of the Small Weeks Projects on participants' working hours and earnings, we need to investigate the extent to which the observed increase in benefits reflects a behavioural response or a windfall effect. The objective of this section is to present some econometric evidence on the behavioural response. Direct evidence that EI claimants were more likely to work small weeks under the program cannot be provided because the Small Weeks Adjustment Projects were not designed as random experiments in which participants and non-participants were selected randomly from the designated sites. Moreover, the quasi experiment method based on the pre and post comparison also presents certain methodological difficulties. While claimants who worked at least one small week under the program are identified by their program participation, claimants who worked at least one small week in the pre-program period cannot be identified.

The next most direct approach to estimating a behavioural response to the program would be to examine the difference between the total hours worked in the rate calculation period during the pre-program and program periods. Two problems rendered this approach unsatisfactory. First, total hours is subject to measurement error. This problem arises because part of the qualifying period falls in 1996 for many claims, when weekly hours were not recorded. Weeks worked in 1996 were credited with 35 hours in reported total hours. Because a greater proportion of the qualifying period of claims filed early in 1997 fell in 1996 compared to claims filed later, the magnitude of the measurement error is diminishing over time. Because measurement error in total hours is correlated with calendar time in this way, any change in total hours across time periods in response to the program will be confounded with measurement error in the data. Second, hours worked may be sensitive to changes in economic conditions over time that work in complex ways that we are not able to control for. Despite extensive exploratory work and experimentation with a number of different control groups, plausible estimates of the program effect on total hours worked were never obtained.

A more indirect approach to estimating the behavioural response to the program proved more successful. The administrative data supplied by HRDC measure the total number of weeks worked during the RCP in the pre-program period, but measure only the number of "big" weeks worked during the RCP in the program period. These data permit us to distinguish between some interpretations of the number of small weeks worked under the program. To see this, consider the three examples illustrated in Table 6.

In example 1, the claimant actually works 4 small weeks during the pre-program period, and continues to do so once the program is in place. In this example, the administrative data supplied by HRDC would report the numbers shown in Table 6 as "measured divisor weeks." This measure includes these small weeks in the pre-program period, but excludes them in the program period. The measured treatment effect in this *passive* case would be a reduction of 4 divisor weeks. Note that the number of weeks worked has not changed at all, but the reported change in weeks worked is a pure artifact of the way that the data are reported.

In example 2, the claimant works no small weeks during the pre-program period, but adds 4 small weeks in response to the program. Measured divisor weeks do not include these small weeks during the program period. The measured treatment effect in this case of *active addition* is zero. Note that the number of weeks worked has increased, but the data indicate no change at all.

TABLE 6
Illustrative Examples of Effect of Projects on Measured Divisor Weeks Under Different Behavioural Assumptions

		Example 1 Passive Behaviour	Example 2 Active Addition	Example 3 Active Conversion
Actual Weeks Worked (not reported in data)				
	pre-program period	20 big, 4 small	20 big	20 big, of which 4 below average
	program period	20 big, 4 small	20 big, 4 small	16 big, 4 small
Measured Divisor Weeks (as reported in data)				
	pre-program period	20 big, 4 small	20 big	20 big
	program period	20 big	20 big	16 big
Estimated Treatment Effect on Divisor Weeks (based on measured divisor weeks)		-4	0	-4

In example 3, the claimant works 20 big weeks in the pre-program period, of which 4 are below average. Under the program, the effective tax rates on these below-average weeks are extremely high, and the claimant converts them to small weeks. These weeks are included in the measure of divisor weeks in the pre-program period but are excluded during the program period. The measured treatment effect in this *active conversion* case would be a reduction of 4 divisor weeks, although the number of weeks worked in total has not changed.

The methodology used to estimate the effect of the Projects on measured divisor weeks is based on comparing the number of divisor weeks recorded for claimants who were covered by the Projects to the number recorded for similar claimants who were not, because the Projects were not in effect in their region at the time the claim was filed. The "control" group of claimants not covered by the Projects consists of those who filed claims between January

and April 1997 in Phase I regions and between January and August in Phase II regions. The "treatment" group of claimants covered by the Projects consists of those who filed claims between May and August 1997 in Phase I regions.

Because both the treatment and control groups include claimants from Phase I regions, our methodology effectively compares data from claims from the same regions, so that we do not confound program effects with simple regional differences. Similarly, because both the treatment and control groups include claimants from May through August 1997, our methodology effectively compares data from claims from the same time period, so that we do not confound program effects with changes that occur over time because of changing economic conditions, or delayed behavioural responses to other changes in the EI program.

This research design was chosen to minimize problems of selection bias in order to identify the program effect as credibly as possible. This approach may underestimate the full program effect somewhat, because some claimants may not have been aware of the program when making work decisions. On the other hand, some claimants in the control group who worked small weeks may have delayed their claims until the program became effective in their region, leading us to an overestimate of the true program effect. Given the nature of the data collection process, the approach taken is designed to yield the most credible estimates possible.

The model of divisor weeks was estimated separately for men and women. Descriptive statistics for the treatment and control samples, presented in Table 7, show that the average number of divisor weeks in the control group exceeds the average number in the treatment group for both males and females; however, some of the other means shown in Table 7 indicate that labour market experiences of the treatment and control groups differed in other important ways. These differences must be taken into account if we are to identify the true program effect.

The length of the qualifying period is included in the econometric model as a control for changes in labour market conditions that might affect the number of measured divisor weeks.

TABLE 7
Descriptive Statistics, Treatment and Control Samples

	Female Controls	Female Treatments	Male Controls	Male Treatments
N	242,286	60,013	256,449	50,458
Divisor Weeks	24.5	23.1	23.5	21.7
Unemployment Rate	12.4	16.2	12.9	16.5
Previous	3.4	8.9	4.4	11.1
Age	38	38	37	38
Minimum Divisor	15.8	14.5	15.6	14.5
Entry Requirement	490	443	481	441

If economic conditions improve, for example, such that claimants have worked more weeks when they claim, this will increase the length of the qualifying period for all claimants with fewer than the maximum 52 weeks that can be worked in the qualifying period. The same improvement in economic conditions may also increase the number of divisor weeks, confounding the estimated treatment effect. Including the length of the qualifying period in the model therefore provides a means of controlling for labour market conditions.

A quartic in age was included in the model as a demographic control. Occupational and industrial dummies were included to control for systematic differences in labour market conditions across industries and occupations. Both the minimum divisor and the entry requirement might affect weeks worked, and so were included in the model. The unemployment rate and its square are entered to capture labour market conditions directly. Monthly dummies were included to control for seasonality not captured in the regional unemployment rate. The measure of previous UI use and its square were also included to capture potentially important differences across individuals in work and EI patterns. Estimated coefficients are presented in Appendix Table A1.

The first row of Table 8 indicates that the estimated treatment effect in the male sample was highly statistically significant, reducing the average number of divisor weeks worked by claimants by 0.079. Combined with the male program participation rate in the treatment group of 5.4 percent, this coefficient translates into an estimate of -1.5 weeks for male program participants.[3]

TABLE 8
Estimated Treatment Effect, Number of Divisor Weeks

	Coefficient Estimate	P-value	Participation Rate	Estimated Change in Divisor Weeks
Males	-0.079	0.00	5.4	-1.50
Females	-0.012	0.55	10.7	-1.21

The estimated change in the number of divisor weeks can be interpreted in either of two ways. Referring back to Table 6, recall that a reduction in measured divisor weeks could arise either because there was no change in behaviour, or because participants converted big weeks to small week. The estimated reduction of 1.5 measured divisor weeks in response to the program therefore could reflect the fact that male participants in the Small Weeks Projects would have worked at most 1.5 small weeks anyway and did not change their behaviour, that they converted at most 1.5 big weeks to small weeks under the program,

[3] The measured treatment effect for the whole sample is -0.079 weeks. This estimated difference between the average number of measured divisor weeks in the treatment and control samples must be accounted for by changes in the behaviour of the 5.4 percent of male treatments who participated in the Project. This estimate therefore implies that participants in the Projects recorded 0.079/0.054 = 1.5 fewer divisor weeks than their counterparts in the control sample.

or some combination of the two. In addition, any number of small weeks added in response to the Projects is consistent with these estimates, since this particular behavioural response would be reflected in no change in measured divisor weeks (see example 2 in Table 6).

To estimate the number of small weeks "added" in response to the Projects, Table 9 combines the estimates in Table 8 with calculations from benefit rate data.

The average difference between the status quo and program benefit rates for male participants in this sample is $25.60. One small week of work during which earnings were $150 would reduce the status quo benefit rate by $6.30. In Panel A, we interpret the estimated program effect of 1.5 divisor weeks in Table 8 as a reflection of a "passive" response. We then can attribute $9.45 = (1.5) * ($6.30) of the actual difference between the status quo and program benefit rates to this passive response. The remaining $26.50 – $9.45 = $16.15 "unexplained" difference between the program and status quo benefit rates could be accounted for only by an active increase in the number of small weeks worked in response to the Projects. The top panel of Table 9 shows that, depending on weekly earnings, a passive interpretation of the estimated program effect yields an estimate of between 1.4 and 2.6 small weeks of work added.

TABLE 9
Estimated Number of Small Weeks Added, Males

Panel A. 1.5 Passive Weeks

Weekly Earnings	Difference Between Program and Status Quo Benefit Rates	(2) * 1.5	$25.60 – (3)	Estimated # of Weeks Added = (4) / (2)
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$150	$6.30	$9.45	$16.15	2.6
$100	$7.60	$11.40	$14.20	1.9
$50	$8.80	$13.20	$12.40	1.4

Panel B. 1.5 big weeks converted to 1.5 small weeks with earnings of $150

Weekly Earnings	Difference between Program and Status Quo Benefit Rates	1.5 * $6.30	$25.60 – (3)	Estimated # of Weeks Added = (4) / (2)
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$150	$6.30	$9.45	$16.15	2.6
$100	$7.60	$9.45	$16.15	2.1
$50	$8.80	$9.45	$16.15	1.8

Panel B of Table 9 illustrates the estimated number of weeks added if we interpret the estimated program effect as reflecting the active conversion of 1.5 big weeks to 1.5 small weeks during which earnings were $150. Each week in which earnings were $150 would reduce the status quo benefit rate by $6.30 (see Appendix B).[4] Therefore, the conversion of 1.5 of these weeks would account for $9.45 of the actual difference between the program and status quo benefit rates of $25.60. The remaining "unexplained" difference of $16.15 could reflect the active addition of between 1.8 and 2.6 small weeks, depending on how much was earned in each of them.

Which of these interpretations is more plausible? If we look at the incentive structure before the program was introduced, illustrated in Table 3 for males, we see that the tax rate on small weeks was extremely high, while the tax rate on below average big weeks was significantly smaller. After the program was introduced, the effective tax rate on earnings beyond $150 in below average big weeks increased greatly and is in some cases as great as the effective tax rates on small weeks in the pre-program period. It therefore seems more likely that men would have worked no small weeks in the pre-program period and converted some below average big weeks to small weeks in the program period, than that they continued to work small weeks at extremely high effective tax rates in the pre-program period and converted no below-average big weeks in the program period.

The results for females that are reported in the second row of Table 8 are different. The program has no statistically significant effect on the number of divisor weeks measured. Recall from Table 6 that the number of measured divisor weeks would fall either if some small weeks were worked in the absence of the Projects, or if some big weeks were converted to small weeks in response to the Projects. The absence of an estimated treatment effect is not consistent therefore with either of these two scenarios. If no small weeks were worked in the absence of the Projects and no big weeks were converted to small weeks in response to the Projects, then all of the difference between the actual and status quo benefit rates must have arisen because female participants chose to work small weeks that they would not have worked if the Projects had not been in place. We therefore can conclude that the average female participant increased the number of (small) weeks that she worked by between 3 and 5.

Additional evidence that both males and females responded actively to the program is suggested by Figure 1, described earlier. That figure suggests that the participation rate was growing over time, perhaps as individuals learned about and responded more actively to program parameters. A formal econometric analysis of program participation can provide a test of whether this increase in program participation reflects learning or simply changes in labour market conditions.

4 Column (3) differs from its counterpart in Panel A because we assume in Panel B that earnings in the 1.5 weeks that correspond to the estimated treatment effect were $150, while in Panel A we assume that the earnings in passive weeks were the same as the earnings in the actively added weeks.

The determinants of the probability that a claimant participated in the program were estimated in a logit framework using data on all claims for the entire sample period. The model included three-digit industry and occupational codes as dummy variables to capture differences in employment patterns associated with differences in the pattern of labour demand across sectors. Monthly dummies were included to control for the seasonality exhibited in Figure 1. The unemployment rate and its square were included because high unemployment rate regions may provide fewer small weeks of employment. The unemployment rate measures may also be picking up the effects of other EI program parameters, such as benefit entitlement and the entrance requirement, which vary with the regional rate of unemployment. Attempts to include these parameters separately as regressors were unsuccessful because of the high degree of colinearity amongst these variables. A quartic in age and a sex dummy were included as demographic controls for differences in both preferences and opportunities facing different types of individuals. Total hours worked in the qualifying period was included to capture something of the individual's labour market attachment. Total hours worked is unfortunately measured with error for many claims because part of the qualifying period falls in 1996, when weekly hours were not recorded. Weeks worked in 1996 were credited with 35 hours in reported total hours. As a control for this measurement error, the share of weeks in the qualifying period that fall in 1996 was included. A polynomial in the share of weeks between June 30, 1996 and the beginning of the current benefit period that were spent in receipt of EI was included to capture the individual's dependence on employment insurance income.

Finally, a polynomial in the number of weeks between the claim date and the effective date of the Projects was included to capture transitional effects as people learned about and changed their behaviour in response to the Projects. The terms of this polynomial were interacted with the measure of previous weeks on EI to allow for the possibility that individuals with a recent history of being in receipt of benefits learned more quickly about the Small Weeks Projects. When a claimant filed a claim in a region and time period when one of the Projects was in place, she was automatically given the Project benefit rate if it is greater than the status quo benefit rate, so that any advantage that arises passively did not require any learning.

The parameter estimates from the logit model are presented in Table A2. The evidence that the probability of participation increases with the passage of time since the Project became effective suggests that there was a behavioural response that increases in magnitude as time passes and learning occurs. A greater period of recent time spent in receipt of benefits increased the probability of participation in all Project weeks, and flattened out the learning curve.

3.3 The Small Weeks Projects affect earnings and income

The calculations in the previous sections suggest that the average male participant converted 1.5 above average big weeks to small weeks and added between 1.8 and 2.6 additional small weeks of work in response to the program. The increase in income arising from the conversion of the big weeks to small depends on the size of the big weeks converted. A reasonable upper bound estimate is that income increased by approximately $225 for this reason.[5] Since earnings in a small week is a maximum of $150 by definition, the active addition of small weeks would have increased male earnings by at most between $270 and $390. The estimated income of the average male participant therefore increased by a total of no more than an amount between $495 and $615.

The average female participant was estimated to add between 3 and 5 small weeks in response to the program. Given the definition of a small week, her estimated income therefore increased by at most between $450 and $750.

5 This estimate is based on the assumption that earnings in the big weeks converted to small weeks would have been $200 per week. The change in income will be smaller if the earnings in the big weeks converted were greater than this (See Table 3, Panel B).

4. Conclusion

This study has found that:

- A large number of EI claimants benefited from the Small Weeks Projects, over 11 percent of all EI claimants in the relevant period;
- The participation rate of female claimants, 14.6 percent, was much higher than the participation rate of male claimants, 7.6 percent;
- The profile of a typical beneficiary of the Small Weeks Projects is a female claimant from a particularly high unemployment region with a history of previous benefit receipt, who has worked approximately 25 percent fewer hours in the qualifying period than the average EI claimant;
- Participation rates were higher in 1998 than in 1997. Formal econometric analysis of the temporal behaviour of the participation rate revealed a pattern that is consistent with learning and adjustment to the program over time;
- The evidence all points to a significant increase in the number of small weeks worked in response to the Projects. The econometric evidence suggests that the average female participant worked between 3.2 and 5.3 additional small weeks, and the average male participant worked between 1.8 and 2.6 additional small weeks, and converted an estimated 1.5 big weeks to small weeks;
- Taken together, the change in the rate calculation formula and the behavioural response to the program increased the income of the average male participant by at most between $495 and $615, and of the average female participant by at most $450 to $750.

We can conclude from these findings that the Small Weeks Projects succeeded in encouraging a significant proportion of EI claimants to work additional weeks during which earnings were low. By encouraging additional work and by eliminating the penalty for small weeks that would have been worked anyway, the program generated increased incomes for these primarily low-income, female claimants in high unemployment regions.

The evidence strongly suggests that the average male participant reduced working hours in some below average big weeks in order to increase both leisure and income. Given the very high effective marginal tax rates on earnings in excess of $150 in below average weeks, this response is unsurprising. This unintended effect of the Small Weeks Projects should be monitored carefully in future.

Bibliography

Green, David A. and Timothy C. Sargent, *Unemployment Insurance and Employment Durations: Seasonal and Non-seasonal Jobs*, Human Resources Development Canada, Ottawa. 1995.

Green, David A. and W. Craig Riddell, "The economic effects of unemployment insurance in Canada: an empirical analysis of UI disentitlement," *Journal of Labor Economics*, 1993, pp. s96-s147.

Phipps, Shelley, "Quantity constrained household response to UI reform," *Economic Journal* 100, 1990, pp. 124-40.

Phipps, Shelley, "Behavioural response to UI reform in constrained and unconstrained models of labour supply," *Canadian Journal of Economics* 24, 1991, pp. 34-54.

Appendix A: Regression Results

TABLE A1
OLS Coefficient Estimates, Number of Divisor Weeks

	Males N = 306,906 R^2 = 0.42		Females N = 302,298 R^2 = 0.45	
	Coefficient Estimate	**P-value**	**Coefficient Estimate**	**P-value**
Intercept	16.659	0.0001	22.515	0.0001
Length of qualifying period	0.102	0.0001	0.083	0.0001
Unemployment rate	-0.108	0.0001	-0.364	0.0001
Unemployment rate **2	0.001	0.2106	0.009	0.0001
Number of weeks on EI since June 96 (previous)	0.109	0.0001	0.094	0.0001
Age	0.294	0.0001	0.195	0.0001
Age**2	-0.008	0.0001	-0.005	0.0001
Age**3	0	0.0001	0	0.0001
Age**4	0	0.0001	0	0.0022
Previous**2	-0.019	0.0001	-0.016	0.0001
Previous**3	0	0.0001	0	0.0001
February	0.067	0.002	0.039	0.0588
March	0.181	0.0001	0.184	0.0001
April	0.104	0.0001	0.217	0.0001
May	0.139	0.0001	0.223	0.0001
June	0.448	0.0001	0.640	0.0001
July	0.291	0.0001	0.408	0.0001
August	0.054	0.0367	0.176	0.0001
Phase I regions	-0.197	0.0001	-0.318	0.0001
Minimum divisor	0.049	0.0003	-0.043	0.0002
Entry requirement	-0.001	0.0001	-0.001	0.0001
Treatment effect	**-0.079**	**0.0007**	**-0.012**	**0.5538**
forestry	-1.449	0.0001	-1.501	0.0001
fishing/trapping	0.050	0.1375	-0.300	0.0001
metal mines	0.795	0.0001	0.279	0.1187
mineral fuels	0.543	0.0001	-0.522	0.0463
non-metal mines	0.536	0.0001	-0.532	0.0692
quarries	0.216	0.0957	0.107	0.6995

TABLE A1 (continued)
OLS Coefficient Estimates, Number of Divisor Weeks

	Males N = 306,906 R^2 = 0.42		Females N = 302,298 R^2 = 0.45	
	Coefficient Estimate	P-value	Coefficient Estimate	P-value
mining services	-0.405	0.0001	0.072	0.7084
food and beverage	-0.291	0.0001	-1.047	0.0001
tobacco	1.602	0.0001	1.845	0.0001
rubber/plastics	0.194	0.0078	0.346	0.0001
leather	0.752	0.0001	0.581	0.0001
textiles	0.450	0.0001	0.394	0.0001
clothing	0.371	0.0001	0.715	0.0001
wood	0.365	0.0001	0.310	0.0001
furniture	0.404	0.0001	0.064	0.5323
paper	0.560	0.0001	0.256	0.001
printing	0.388	0.0001	0.357	0.0001
primary metal	0.805	0.0001	0.240	0.059
metal fabricating	0.039	0.377	0.413	0.0001
machinery	0.238	0.0001	0.256	0.0126
transportation equipment	0.153	0.0006	0.503	0.0001
electrical	0.133	0.0486	0.527	0.0001
non-metallic mineral	0.279	0.0001	0.255	0.0199
petroleum/coal	0.179	0.2906	0.587	0.0029
chemicals	0.211	0.0135	0.287	0.0001
misc. manufacturing	0.489	0.0001	0.592	0.0001
general contractors	-0.352	0.0001	-0.064	0.417
special trades	-0.302	0.0001	-0.237	0.0001
transportation	-0.132	0.2317	0.130	0.3966
storage	0.239	0.0001	0.223	0.0001
communication	-0.062	0.6691	0.364	0.0016
electric, gas, water	0.369	0.0001	0.312	0.0001
wholesale trade	0.314	0.0001	0.344	0.0001
retail trade	0.241	0.0001	0.246	0.0001
finance	0.356	0.0001	0.228	0.0001
insurance	0.301	0.0001	0.269	0.0001
insurance, real estate	0.174	0.3794	0.475	0.0001

TABLE A1 (continued) OLS Coefficient Estimates, Number of Divisor Weeks				
	Males **N = 306,906** **R^2 = 0.42**		**Females** **N = 302,298** **R^2 = 0.45**	
	Coefficient Estimate	**P-value**	**Coefficient Estimate**	**P-value**
education	-0.051	0.4424	0.241	0.0001
health and welfare	-0.175	0.0001	-0.050	0.0464
religion	-0.321	0.0002	-0.270	0.0005
recreation	0.315	0.0001	0.542	0.0001
personal services	-0.067	0.1291	0.219	0.0001
accommodation and food	0.598	0.0001	0.541	0.0001
misc. services	0.303	0.0001	0.361	0.0001
federal admin.	0.051	0.2863	-0.044	0.2338
provincial admin.	0.123	0.1692	0.151	0.0001
local admin.	-0.352	0.0001	0.302	0.0001
other industries	-0.115	0.0066	0.235	0.0001
other managers	0.375	0.0005	0.067	0.3655
professional	0.381	0.0034	0.091	0.2864
administration	0.167	0.156	-0.018	0.7962
clerical	0.058	0.5847	-0.157	0.0259
natural and applied science — professionals	-0.125	0.2681	-0.242	0.0057
natural and applied science — technical	0.048	0.6536	-0.212	0.012
health — professionals	0.123	0.4678	-0.135	0.0703
health — technical	0.184	0.1996	-0.247	0.0014
health — assistants	0.058	0.6915	-0.206	0.0066
social science, etc. — professional	0.499	0.0001	0.085	0.2346
law, etc. — paraprofessional	0.468	0.0002	-0.126	0.0852
art and culture — professional	-0.036	0.7898	-0.196	0.0206
art, etc. — technical	-0.080	0.4895	-0.330	0.0001
sales and service — skilled	0.193	0.0726	-0.175	0.0162
sales and service — intermediate	0.081	0.4435	-0.229	0.0011

TABLE A1 (continued) OLS Coefficient Estimates, Number of Divisor Weeks				
	Males **N = 306,906** **R^2 = 0.42**		**Females** **N = 302,298** **R^2 = 0.45**	
	Coefficient Estimate	**P-value**	**Coefficient Estimate**	**P-value**
sales and service — elemental	0.060	0.5653	-0.322	0.0001
trades and transport — skilled	-0.274	0.008	-0.565	0.0001
transport, etc. — intermediate	-0.089	0.3871	-0.487	0.0001
trades and construction helpers	-0.815	0.0001	-1.394	0.0001
primary — skilled	-0.293	0.0068	-0.920	0.0001
primary — intermediate	-0.922	0.0001	-1.714	0.0001
primary — labourers	-1.018	0.0001	-1.287	0.0001
manufacturing — skilled	0.104	0.4215	-0.110	0.3851
manufacturing — operators and assemblers	-0.320	0.0024	-0.984	0.0001
manufacturing — labourers	-0.403	0.0001	-0.718	0.0001

TABLE A2
Logit Coefficient Estimates, Probability of Participation in the Small Weeks Project

	Males		Females	
	Coefficient Estimate	P-value	Coefficient Estimate	P-value
Intercept	0.53281	0.0001	0.951637	0.0001
Hours	-5.3E-05	0.0001	-0.00011	0.0001
Unemployment rate	0.00791	0.0001	0.015548	0.0001
Unemployment rate **2	-0.00022	0.0001	-0.00044	0.0001
Previous	0.002344	0.0001	0.005318	0.0001
Age	-0.04063	0.0001	-0.07775	0.0001
Age**2	0.001174	0.0001	0.002364	0.0001
Age**3	-1.5E-05	0.0001	-3E-05	0.0001
Age**4	6.74E-08	0.0001	1.29E-07	0.0001
Previous**2	-4.9E-05	0.0001	-0.00011	0.0001
Previous**3	6.45E-08	0.2423	-9.54E-08	0.3082
February	0.004083	0.0034	-0.0025	0.2612
March	-0.00169	0.1733	-0.00572	0.0048
April	-0.00378	0.0153	-0.01149	0.0001
May	-0.01179	0.0001	-0.02574	0.0001
June	-0.01353	0.0001	-0.04077	0.0001
July	-0.02213	0.0001	-0.04093	0.0001
August	-0.01583	0.0001	-0.0381	0.0001
Phase I regions	0.004685	0.0001	0.033551	0.0001
Weeks since program began	**0.000672**	**0.0001**	**0.001635**	**0.0001**
Weeks since program began **2	**-6.5E-06**	**0.0001**	**-2E-05**	**0.0001**
Weeks since program began * previous	**1.18E-05**	**0.0001**	**3.01E-05**	**0.0001**
Weeks since program began * previous2**	**1.43E-09**	**0.0005**	**4.35E-09**	**0.0001**
forestry	-0.02536	0.0001	-0.06448	0.0001
fishing/trapping	-0.04781	0.0001	-0.06072	0.0001
metal mines	-0.03843	0.0001	-0.10925	0.0001
mineral fuels	0.001995	0.7618	-0.06192	0.0167
non-metal mines	0.151595	0.0001	0.003947	0.8509
quarries	-0.04086	0.0001	-0.08659	0.0001

TABLE A2 (continued) Logit Coefficient Estimates, Probability of Participation in the Small Weeks Project				
	Males		Females	
	Coefficient Estimate	P-value	Coefficient Estimate	P-value
mining services	-0.04553	0.0001	-0.0921	0.0001
food and beverage	0.116839	0.0001	0.110445	0.0001
tobacco	-0.01977	0.2453	-0.00264	0.9017
rubber/plastics	0.01126	0.0025	-0.00604	0.3518
leather	0.017746	0.009	-0.03393	0.0001
textiles	0.007761	0.0454	-0.00529	0.3338
clothing	0.014471	0.0003	0.016889	0.0001
wood	-0.00785	0.0001	-0.04913	0.0001
furniture	0.02255	0.0001	-0.00852	0.3533
paper	-0.02154	0.0001	-0.02293	0.0008
printing	0.041998	0.0001	0.026363	0.0001
primary metal	0.003897	0.2505	-0.05478	0.0001
metal fabricating	-0.01077	0.0001	-0.02006	0.0032
machinery	-0.00907	0.004	-0.04514	0.0001
transportation equipment	-0.01605	0.0001	-0.03656	0.0001
electrical	-0.02162	0.0001	-0.04307	0.0001
non-metallic mineral	-0.0094	0.001	-0.03585	0.0001
petroleum/coal	-0.04069	0.0001	-0.04258	0.0185
chemicals	-0.01876	0.0001	-0.0209	0.0031
misc. manufacturing	0.021856	0.0001	-0.0145	0.0046
general contractors	-0.04136	0.0001	-0.0455	0.0001
special trades	-0.03552	0.0001	-0.05971	0.0001
transportation	-0.03164	0.0001	-0.04003	0.0014
storage	0.008065	0.0001	-0.02537	0.0001
communication	-0.00045	0.955	-0.00196	0.9034
electric, gas, water	0.02995	0.0001	0.022762	0.0001
wholesale trade	0.021887	0.0001	0.019782	0.0003
retail trade	-0.00642	0.0001	-0.03035	0.0001
finance	0.005749	0.0001	0.023314	0.0001
insurance	-0.015	0.0001	0.015373	0.0001
insurance, real estate	-0.00671	0.5915	-0.02499	0.0019
education	-0.01941	0.0001	-0.01845	0.0001

TABLE A2 (continued) Logit Coefficient Estimates, Probability of Participation in the Small Weeks Project				
	Males		Females	
	Coefficient Estimate	P-value	Coefficient Estimate	P-value
health and welfare	0.0167	0.0001	0.00427	0.055
religion	-0.05315	0.0001	-0.06326	0.0001
recreation	-0.04159	0.0001	-0.04245	0.0001
personal services	-0.0211	0.0001	-0.05152	0.0001
accommodation and food	0.011769	0.0001	-0.03115	0.0001
misc. services	0.014159	0.0001	0.003956	0.0335
federal admin.	-0.01882	0.0001	-0.03585	0.0001
provincial admin.	0.011975	0.0092	-0.00859	0.0077
local admin.	-0.02797	0.0001	-0.04411	0.0001
other industries	-0.0092	0.0001	-0.02516	0.0001
other managers	0.007907	0.1631	-0.02081	0.0019
professional	0.013019	0.0701	-0.00866	0.2753
administration	0.029157	0.0001	0.005172	0.4173
clerical	0.050227	0.0001	0.021145	0.0008
natural and applied science — professionals	0.001125	0.8509	-0.01129	0.1652
natural and applied science — technical	0.007033	0.2054	-0.01932	0.0089
health — professionals	0.054635	0.0001	0.007867	0.2482
health — technical	0.074198	0.0001	0.063271	0.0001
health — assistants	0.120594	0.0001	0.05749	0.0001
social science, etc. — professional	0.030486	0.0001	0.022526	0.0005
law, etc. — paraprofessional	0.044853	0.0001	0.008925	0.1812
art and culture — professional	0.022989	0.0022	-0.01807	0.0222
art, etc. — technical	0.035262	0.0001	0.00786	0.2796
sales and service — skilled	0.052032	0.0001	0.03045	0.0001
sales and service — intermediate	0.060902	0.0001	0.055604	0.0001
sales and service — elemental	0.085409	0.0001	0.080699	0.0001
trades and transport — skilled	0.004656	0.386	0.033481	0.0001

TABLE A2 (continued) Logit Coefficient Estimates, Probability of Participation in the Small Weeks Project				
	Males		Females	
	Coefficient Estimate	P-value	Coefficient Estimate	P-value
transport, etc. — intermediate	0.037883	0.0001	0.029124	0.0001
trades and construction helpers	0.014717	0.0065	-0.00841	0.216
primary — skilled	-0.01828	0.0011	-0.06553	0.0001
primary — intermediate	-0.01525	0.0054	-0.06071	0.0001
primary — labourers	0.010371	0.0651	-0.01282	0.0971
manufacturing — skilled	0.004862	0.4692	-0.01834	0.0971
manufacturing — operators and assemblers	0.053423	0.0001	0.071973	0.0001
manufacturing — labourers	0.049992	0.0001	0.049498	0.0001

Appendix B: Calculation of Weekly Benefit Rate

TABLE B
Calculation of Weekly Benefit Rate

Males

Earnings in Small Week	Total Insured Earnings	Divisor Weeks	Weekly Benefit Rate	Change in Weekly Benefit Rate
	$8500	21	$222.60	
$300	$8800	22	$220.00	-$2.60
$250	$8750	22	$218.80	-$3.80
$200	$8700	22	$217.50	-$5.10
$150	$8650	22	$216.30	-$6.30
$100	$8600	22	$215.00	-$7.60
$50	$8550	22	$213.80	-$8.80

Females

Earnings in Small Week	Total Insured Earnings	Divisor Weeks	Weekly Benefit Rate	Change in Weekly Benefit Rate
	$6400	21	$167.60	
$300	$6700	22	$167.50	-$.10
$250	$6650	22	$166.30	-$1.30
$200	$6600	22	$165.00	-$2.60
$150	$6550	22	$163.80	-$3.80
$100	$6500	22	$162.50	-$5.10
$50	$6450	22	$161.30	-$6.30

Évaluation des répercussions des projets des semaines réduites de 1997-1998 sur le régime d'assurance-emploi et résultats sur le marché du travail

Rapport final

Préparé pour :
Évaluation stratégique et suivi du rendement
Évaluation et développement des données
Politique stratégique
Développement des ressources humaines Canada

Rédigé par :
Jane Friesen
Université Simon Fraser

octobre 2000

SP-AH132-03-00F

Remerciements

J'aimerais remercier Lesle Wesa, de DRHC, pour l'expertise qu'elle m'a fournie relativement aux données utilisées dans la présente étude. Tom Siedule, quant à lui, m'a fait part de nombreux commentaires utiles tout au long de l'étude. Je remercie DRHC pour son soutien financier. L'auteure assume l'entière responsabilité des erreurs ou des omissions, ainsi que des opinions exprimées dans la présente étude.

Table des matières

Résumé i

Introduction 1

1. Participation aux projets des semaines réduites 3

2. Mesures d'incitation au travail dans le cadre des projets des semaines réduites 7

3. Analyse des changements de comportement 11
- 3.1 Limites supérieures des changements de comportement découlant des données 11
- 3.2 Analyse économétrique des changements de comportement 13
- 3.3 Répercussions des projets des semaines réduites sur la rémunération et le revenu 21

4. Conclusion 23

Bibliographie 25

Annexe A : Résultats de la régression 27

Annexe B : Calcul du taux hebdomadaire de prestations 35

Liste des tableaux

Tableau 1 Certaines moyennes de données, se rapportant aux demandes de prestations soumises dans les régions au cours des mois où les projets étaient en vigueur 3

Tableau 2 Effet d'une semaine de travail additionnelle sur les prestations et le revenu, participante moyenne 8

Tableau 3 Effet d'une semaine de travail additionnelle sur les prestations et le revenu, participant moyen 9

Tableau 4 Limites supérieures des changements de comportement, femmes 12

Tableau 5 Limites supérieures des changements de comportement, hommes. 13

Tableau 6 Exemples de l'effet des projets sur les semaines mesurées du dénominateur, selon diverses hypothèses de comportement 15

Tableau 7 Statistiques descriptives, échantillons de traitement et échantillons témoins 16

Tableau 8 Effet estimatif du traitement, nombre de semaines du dénominateur 18

Tableau 9 Nombre estimatif de semaines réduites additionnelles, hommes 19

Figure

Figure 1 Taux de participation, projets des semaines réduites 4

Résumé

La formule servant au calcul du niveau des prestations hebdomadaires versées aux prestataires de l'assurance-emploi (AE) a été modifiée dans le cadre de l'adoption d'un régime fondé sur les heures de travail, en janvier 1997. En vertu du nouveau régime, le taux hebdomadaire des prestations est établi en fonction de la rémunération assurable hebdomadaire moyenne pendant la période de base, à savoir les 26 semaines précédant le dernier jour d'emploi. La rémunération hebdomadaire moyenne est calculée en divisant la rémunération totale de la période de base par le nombre de semaines de travail ou par le dénominateur minimal, le plus élevé de ces deux nombres étant retenu. Cette formule peut dissuader les gens d'accepter des semaines de travail au cours de la période de base lorsque cela a pour effet de réduire leur rémunération hebdomadaire moyenne et, par conséquent, le niveau des prestations qu'ils toucheront par la suite.

En 1997, DRHC a eu recours à des formules temporaires d'ajustement du taux des prestations, en vue d'atténuer les effets de cette mesure dissuasive. Dans le cadre des projets des semaines réduites (« petites semaines »), on a autorisé des prestataires à exclure ou à regrouper des « petites semaines », pour lesquelles ils avaient touché une rémunération inférieure à 150 $, aux fins du calcul de leur rémunération hebdomadaire moyenne. Plus de 11 p. 100 de tous les prestataires des régions visées par les projets avaient eu au moins une semaine de travail réduite au cours de la période de base et ont, par conséquent, profité du programme. Les femmes étaient beaucoup plus susceptibles que les hommes de profiter de ces mesures : 7,6 p. 100 des prestataires de sexe masculin ont participé aux projets, comparativement à 14,6 p. 100 des prestataires de sexe féminin. On n'a pas pu mesurer directement le nombre exact de semaines réduites de travail parce que, même si des données sur la rémunération hebdomadaire sont disponibles sous forme brute, le fait qu'il s'agit de données préliminaires les rend inappropriées à cette fin. Pour calculer ces statistiques importantes, on a plutôt eu recours à la différence entre le taux réel de prestations d'une personne et le taux de prestations auquel elle aurait eu droit autrement. Selon les résultats obtenus, la participante moyenne a accumulé entre 3,2 et 5,3 semaines de travail réduites et le participant moyen, entre 2,9 et 4,1 semaines de travail réduites.

La participation au programme ne signifie pas nécessairement que les personnes ont modifié leur comportement. Il se peut que certaines semaines de travail réduites aient été effectuées de toute façon. Nous désignons l'augmentation des prestations découlant simplement de l'application d'une formule différente à un comportement de travail similaire comme une augmentation « passive » des prestations. Toutefois, on peut s'attendre à certains changements de comportement. Les formules de calcul des prestations fondées sur des semaines réduites ont eu des répercussions sur les mesures d'incitation au travail, à la fois en éliminant les effets dissuasifs des semaines réduites de travail, et en créant un nouvel incitatif permettant la conversion en semaines réduites des semaines inférieures à la moyenne, pour lesquelles la rémunération était supérieure à 150 $. Il se peut que les prestataires aient réagi à la première mesure incitative en accumulant des semaines additionnelles, et/ou à la deuxième mesure, en convertissant les semaines pleines inférieures à la moyenne en semaines réduites.

La démonstration économétrique figurant dans le présent document fait ressortir que la participante moyenne n'aurait pas eu de semaines de travail réduites si le programme n'avait pas été en place, et n'a converti aucune semaine pleine en semaine réduite. La totalité des 3,2 à 5,3 semaines de travail réduites d'une participante moyenne semble être le fait d'une augmentation active du nombre de semaines de travail découlant du programme. La totalité, sauf 1,5 des 1,8 à 2,6 semaines de travail réduites du participant moyen semble aussi être le fait d'une augmentation active du nombre de semaines de travail. La période de 1,5 semaine qui reste pourrait être le fait d'une augmentation passive, c'est-à-dire qu'elle pourrait avoir été travaillée autrement, ou qu'elle pourrait rendre compte de la conversion de semaines pleines en semaines réduites. Compte tenu du taux d'imposition marginal très élevé qui s'appliquait aux semaines réduites avant la mise en œuvre du programme, et du taux d'imposition marginal à peu près aussi élevé s'appliquant aux semaines pleines inférieures à la moyenne après l'instauration du programme, il semble que la dernière interprétation soit beaucoup plus plausible. Le programme a fait en sorte que le revenu de la participante moyenne a augmenté d'environ 450 $ à 750 $, et celui du participant moyen, de 495 $ à 615 $ environ.

Ces conclusions révèlent que les projets des semaines réduites ont incité une proportion importante de prestataires d'AE à accumuler des semaines additionnelles de travail. De ce fait, et du fait qu'il a éliminé les pénalités liées aux semaines de travail réduites qui auraient été effectuées de toute façon, le programme a entraîné une augmentation du revenu des prestataires de sexe féminin, principalement à faible revenu, dans des régions où le taux de chômage est élevé.

Même si les projets des semaines réduites ont atteint les objectifs visés, il semble très évident que ces mesures ont aussi eu des effets secondaires non prévus. Le participant moyen semble avoir réduit ses heures de travail au cours de certaines semaines pleines inférieures à la moyenne, à la fois pour augmenter son temps libre et son revenu. Compte tenu du taux marginal d'imposition très élevé s'appliquant à une rémunération supérieure à 150 $ pour les semaines inférieures à la moyenne, cette réaction n'est pas surprenante. Cet effet non prévu des projets des semaines réduites devrait faire l'objet d'un contrôle suivi à l'avenir.

Introduction

La formule servant au calcul du niveau des prestations hebdomadaires versées aux prestataires de l'assurance-emploi (AE) a été modifiée dans le cadre de l'adoption d'un régime fondé sur les heures de travail, en janvier 1997. En vertu du nouveau régime, le taux hebdomadaire des prestations est établi en fonction de la rémunération assurable hebdomadaire moyenne pendant la période de base, à savoir les 26 semaines précédant le dernier jour d'emploi. La rémunération hebdomadaire moyenne est calculée en divisant la rémunération totale de la période de base par le nombre de semaines de travail ou par le dénominateur minimal, le plus élevé de ces deux nombres étant retenu. Cette formule peut dissuader les gens d'accepter des semaines de travail au cours de la période de base lorsque cela a pour effet de réduire leur rémunération hebdomadaire moyenne et, par conséquent, le niveau des prestations qu'ils recevront par la suite.

En 1997, DRHC a mis en œuvre des formules temporaires d'ajustement du taux des prestations, en vue d'atténuer les effets de cette mesure dissuasive. La première phase des projets d'ajustement (pour tenir compte des semaines réduites) visait les demandes de prestations admissibles soumises entre le 4 mai 1997 et le 15 novembre 1998, dans plusieurs régions ayant un taux de chômage élevé, et la deuxième phase, les demandes de prestations admissibles soumises entre le 31 août 1997 et le 15 novembre 1998, dans les autres régions où le taux de chômage était élevé. Les deux phases des projets ont permis à des prestataires d'exclure ou de regrouper des semaines « réduites », pour lesquelles ils avaient obtenu une rémunération inférieure à 150 $, aux fins du calcul de leur rémunération hebdomadaire moyenne, ce qui a entraîné l'élimination des effets dissuasifs des semaines de travail réduites. Les dates de début et de fin de deux phases ont été annoncées au cours de la première semaine de mars 1997.

Le présent rapport repose sur des données administratives fournies par DRHC, en vue d'évaluer les projets des semaines réduites. Cette évaluation comporte deux objectifs :

1) permettre de déterminer la nature et l'ampleur des changements survenus dans les régimes de travail à la suite de la mise en place du programme;

2) permettre de constater les répercussions du programme sur le revenu des participants.

Le présent rapport commence, à la section 1, par une description des modèles de participation aux projets au fil des ans et des caractéristiques des participants. La section 2 porte sur les mesures incitatives découlant du programme. Les estimations économétriques des changements de comportement découlant des projets sont présentées à la section 3 et la section 4 fait état des conclusions.

1. Participation aux projets des semaines réduites

Les projets des semaines réduites sont entrés en vigueur le 4 mai 1997 dans les régions comprises dans la première phase, et le 31 août 1997, dans les régions comprises dans la deuxième phase. Entre ces dates et le 15 novembre 1998, date qui a marqué la fin de deux phases de ces projets, environ 1,5 million de travailleurs ont présenté des demandes de prestations d'AE dans ces régions. Parmi ces prestataires, 7,6 p. 100 des hommes et plus de 14,6 p. 100 des femmes ont reçu des prestations hebdomadaires plus élevées en raison des projets des semaines réduites.

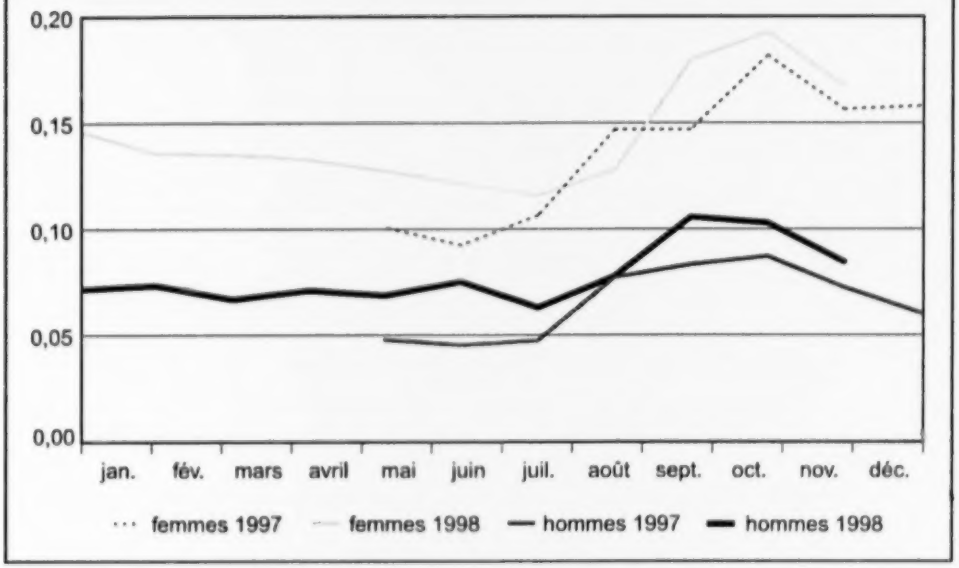
Le tableau 1 présente les valeurs moyennes de certaines variables importantes pour les participants et les non-participants qui ont présenté des demandes de prestations au cours de la période visée par le programme. Les participants vivaient dans des régions ayant des taux de chômage légèrement plus élevés et ont travaillé un moins grand nombre d'heures au cours de la période de référence que les non-participants. La variable « période précédente » représente le nombre de semaines depuis juin 1996 au cours desquelles la personne a touché des prestations. En moyenne, les participants aux projets avaient touché des prestations d'AE pendant un plus grand nombre de semaines récemment que le reste des prestataires. On peut donc dresser ainsi le profil du prestataire type des projets des semaines réduites : une femme provenant d'une région où le taux de chômage est particulièrement élevé, qui a déjà touché des prestations et qui a travaillé environ 25 p. 100 moins d'heures au cours de la période de référence que le prestataire moyen d'AE.

TABLEAU 1

Certaines moyennes de données, se rapportant aux demandes de prestations soumises dans les régions au cours des mois où les projets étaient en vigueur

	Femmes non-participantes	Femmes participantes	Hommes non-participants	Hommes participants
Taux de chômage	12,7	14,1	13,1	14,0
Période précédente	11,0	20,4	16,1	21,9
Heures	1 276,9	1 001,3	1 279,1	1 087,6
Changements dans le montant des prestations hebdomadaires	—	19,95	—	25,60
N	544 305	93 342	759 733	62 758

FIGURE 1
Taux de participation, projets des semaines réduites



La figure 1 montre que le taux de participation des hommes et des femmes a suivi des tendances saisonnières, avec des augmentations à l'automne et au début de l'hiver. Le taux de participation des femmes a été supérieur à celui des hommes chaque mois, et il a connu des changements saisonniers plus marqués. Sauf pour le mois d'août, le taux de participation a été plus élevé en 1998 qu'au cours des mois correspondants en 1997.

Les fichiers de données administratives comprennent des renseignements à la fois au sujet du taux réel de prestations hebdomadaires versées aux participants aux projets et du « taux de prestations découlant du statu quo », c'est-à-dire le taux de prestations auquel la personne aurait eu droit, avec les mêmes antécédents d'emploi, si elle avait été traitée selon la norme (AE, aucun projet des semaines réduites). Le taux des prestations hebdomadaires des participantes, dans le cadre du programme, dépassait de 19,95 $ le taux de prestations découlant du statu quo et, dans le cas des participants, de 25,60 $.

Ces taux de participation et les augmentations des prestations versées en vertu des projets ne sont pas nécessairement le fait d'un changement de comportement découlant du programme. La participation au programme signifie que des personnes ont eu des semaines de travail réduites au cours de la période. La principale question à cet égard est de déterminer dans quelle mesure ces personnes auraient quand même effectué ces semaines de travail réduites. D'une part, les prestataires auraient travaillé le même nombre de semaines, peu importe l'effet incitatif des projets, ce qui signifie qu'aucun changement de comportement ne serait survenu. Les semaines de travail réduites qui ne sont pas le fait d'un changement de comportement seront désignées comme un « changement passif ».

D'autre part, les prestataires auraient pu ne pas avoir eu de semaines de travail réduites en l'absence du programme. Les semaines de travail réduites en vertu du programme auraient pu augmenter, du fait que les participants auraient travaillé des semaines réduites additionnelles, ou qu'ils auraient converti en semaines réduites des semaines « pleines » inférieures à la moyenne, pour lesquelles ils avaient touché une rémunération supérieure à 150 $. L'« ajout actif » de semaines réduites correspond à une augmentation du travail, tandis que la « conversion active » de semaines pleines en semaines réduites correspond à une réduction du travail. La section qui suit examine la nature des incitatifs en vertu du régime d'AE, ainsi que les changements au niveau des incitatifs qui découlent des projets des semaines réduites, afin de mieux comprendre à quel genre de comportement on peut s'attendre.

2. *Mesures d'incitation au travail dans le cadre des projets des semaines réduites*

Les projets des semaines réduites visent à supprimer les effets dissuasifs des semaines réduites de travail découlant du régime d'AE, à partir de janvier 1997. Ces effets dissuasifs viennent du fait que, bien que l'admissibilité et le calcul des prestations dépendent maintenant du nombre total d'heures de travail, le niveau des prestations versées dépend de la rémunération assurable totale au cours de la période de base de 26 semaines, divisée par le nombre de semaines de travail au cours de la période de base ou le dénominateur minimal, le plus élevé de ces deux nombres étant retenu. Si une semaine supplémentaire de travail donne lieu à une rémunération plus faible que la moyenne pour les semaines de travail précédentes, cela entraîne une réduction de la rémunération assurable moyenne et du niveau de prestations versées.

Selon un modèle statique de choix entre temps libre et travail, les travailleurs bien informés choisiront de ne pas accumuler de semaines additionnelles de travail, si cela entraîne des coûts supérieurs aux avantages prévus[1]. Un travailleur qui choisit de ne pas effectuer une semaine de travail renonce au revenu qu'il aurait touché pendant cette semaine et bénéficie d'un certain nombre d'heures qu'il peut consacrer à une activité autre que le travail. Si l'on part du principe que les conditions d'admissibilité sont remplies, que le dénominateur minimal est atteint et que la rémunération de cette semaine serait inférieure à la rémunération hebdomadaire moyenne de la période de base, la décision de cette personne de ne pas travailler lui permettra de toucher des prestations hebdomadaires moyennes plus élevées si elle présente une demande de prestations d'AE. Le résultat du calcul des coûts et avantages dépendra du montant de la rémunération à laquelle le travailleur renoncera, de la différence entre la rémunération hebdomadaire de la semaine en question et la rémunération moyenne des autres semaines de travail au cours de la période de base, du nombre d'heures de travail nécessaires pour obtenir cette rémunération, et du nombre de semaines d'admissibilité à l'AE.

Le panel A du tableau 2 montre les effets dissuasifs découlant du régime d'AE avant le lancement des projets des semaines réduites pour une participante type qui a effectué 21 semaines de travail « pleines » et qui a touché une rémunération hebdomadaire moyenne de 304 $. La première ligne du panel A montre que si cette personne avait travaillé une semaine de plus et gagné 300 $, l'augmentation de sa rémunération figurant dans la colonne 3 serait contrebalancée par une réduction des prestations de 3 $ sur une période de 30 semaines (10 cents par semaine), comme le montre la colonne 4[2]. L'augmentation de 300 $ de la

---

1 Le modèle statique de choix entre temps libre et travail est largement utilisé pour l'analyse des incitatifs découlant des régimes. Voir, par exemple, Phipps (1990, 1991), Green et Riddell (1993) et Green et Sargent (1995).

2 Les effets d'une semaine réduite de travail additionnelle sur le taux de prestations du programme sont calculés au moyen de la formule du taux de prestations qui s'applique au régime de travail du participant moyen aux projets des semaines réduites, qui travaille une semaine réduite et reçoit la rémunération indiquée. Pour les détails relatifs à ce calcul, consultez l'annexe B.

rémunération entraînerait une augmentation de 297 $ seulement du revenu total de cette personne pour la période de base et la période de prestations, comme le montre la colonne 5. Ce calcul des effets ne tient pas compte des semaines additionnelles de travail sur l'admissibilité, étant donné que, dans ce cas, la participante moyenne est très loin d'avoir épuisé sa période de prestations. La dernière colonne indique le taux d'imposition en vigueur utilisé dans la formule de calcul du taux de prestations.

TABLEAU 2
Effet d'une semaine de travail additionnelle sur les prestations et le revenu, participante moyenne

	Rémunération de remplacement	Rémunération	Augmentation de la rémunération	Réduction des prestations	Différence dans le revenu total	Taux d'imposition en vigueur
	(1)	(2)	(3) = (2) - (1)	(4)	(5) = (3) + (4)	(6) = -(4)/(3)
A. Aucune participation aux projets des semaines réduites						
	0 $	300 $	300 $	-3,00 $	297,00 $	1 %
	0 $	250 $	250 $	-40,50 $	209,50 $	16,2 %
	0 $	200 $	200 $	-78,00 $	122,00 $	39 %
	0 $	150 $	150 $	-115,50 $	34,50 $	77 %
	0 $	100 $	100 $	-153,00 $	-53,00 $	153 %
	0 $	50 $	50 $	-190,50 $	-140,50 $	381 %
B. Participation à des projets des semaines réduites						
	150 $	300 $	150 $	-3,00 $	147,00 $	2 %
	150 $	250 $	100 $	-40,50 $	59,50 $	40,5 %
	150 $	200 $	50 $	-78,00 $	-38,00 $	156 %
	0 $	150 $	150 $	0,00 $	150,00 $	0,00
	0 $	100 $	100 $	0,00 $	100,00 $	0,00
	0 $	50 $	50 $	0,00 $	50,00 $	0,00

Les lignes suivantes du panel A montrent les répercussions sur les niveaux de prestations de semaines additionnelles comportant une rémunération différente. Les taux d'imposition s'appliquant à la rémunération en vertu de la formule de calcul du taux de prestations sont supérieurs à 100 p. 100 si la rémunération hebdomadaire est inférieure à 130 $ environ, et

deviennent extrêmement élevés pour une rémunération hebdomadaire inférieure à 100 $. La colonne correspondante du tableau 3 montre qu'en raison de leur rémunération hebdomadaire moyenne supérieure, soit 504 $, les taux d'imposition étaient encore plus élevés pour les hommes en l'absence des projets des semaines réduites. Plus la rémunération de la semaine de travail est faible, plus la rémunération répartie entre les autres semaines est élevée; plus la période de prestations est longue, plus la personne accorde de la valeur au temps libre; et plus le taux d'actualisation appliquée par cette personne est faible, moins elle est portée à effectuer des semaines de travail réduites.

TABLEAU 3
Effet d'une semaine de travail additionnelle sur les prestations et le revenu, participant moyen

	Rémunération de remplacement	Rémunération	Augmentation de la rémunération	Réduction des prestations	Différence dans le revenu total	Taux d'imposition en vigueur
	(1)	(2)	(3) = (2) - (1)	(4)	(5) = (3) + (4)	(6) = -(4)/(3)
A. Aucune participation aux projets des semaines réduites						
	0 $	300 $	300 $	-78,00 $	222,00 $	26 %
	0 $	250 $	250 $	-115,50 $	134,50 $	46,2 %
	0 $	200 $	200 $	-153,00 $	47,00 $	76,5 %
	0 $	150 $	150 $	-190,50 $	-40,50 $	127 %
	0 $	100 $	100 $	-228,00 $	-128,00 $	228 %
	0 $	50 $	50 $	-265,50 $	-215,50 $	531 %
B. Participation à des projets des semaines réduites						
	150 $	300 $	150 $	-78,00 $	72,00 $	52 %
	150 $	250 $	100 $	-115,50 $	-15,50 $	115,5 %
	150 $	200 $	50 $	-153,00 $	-103,00 $	306 %
	0 $	150 $	150 $	0,00 $	150,00 $	0,00
	0 $	100 $	100 $	0,00 $	100,00 $	0,00
	0 $	50 $	50 $	0,00 $	50,00 $	0,00

Le panel B des tableaux 2 et 3 montre les répercussions moyennes, pour les hommes et les femmes respectivement, de l'accumulation de semaines de travail additionnelles pour lesquelles la rémunération moyenne est plus faible, alors que les projets des semaines réduites sont en cours. Les répercussions du programme sur les prestations et le revenu découlant des « semaines réduites », conformément à la définition du projet, figurent dans les trois dernières lignes des tableaux 2 et 3. Étant donné que ces semaines ne sont plus prises en considération dans la formule de calcul du taux de prestations, le taux d'imposition marginal s'appliquant à la rémunération touchée au cours de ces semaines est de 0. L'effet dissuasif des semaines de travail réduites a été éliminé, comme prévu.

L'élimination de l'impôt s'appliquant à la rémunération gagnée pendant des semaines réduites de travail n'est cependant pas le seul changement découlant du programme en ce qui a trait aux mesures incitatives. En vertu des projets des semaines réduites, on n'exclut, pour le calcul du taux, que les semaines inférieures à la moyenne dont la rémunération ne dépasse pas 150 $. Les semaines au cours desquelles la rémunération se situe entre 150 $ et 300 $, par exemple, entraînent une réduction des taux de prestations. Toutefois, si le travailleur ramène à 150 $ sa rémunération pour ces semaines, il peut conserver cette rémunération sans perdre de prestations. Même si la formule de calcul du taux en vertu du régime d'AE n'incite pas à accumuler des semaines de travail comportant une rémunération inférieure à la moyenne, le calcul du taux en vertu des projets des semaines réduites incite à réduire la rémunération au cours des semaines inférieures à la moyenne, pour qu'elle ne dépasse pas la limite de 150 $.

Les données des trois premières lignes du panel B des tableaux 2 et 3 reflètent cette mesure incitative. Dans chacun des cas, lorsque la rémunération est supérieure à 150 $ par semaine, on assiste à une réduction des prestations et, de ce fait, à une réduction du revenu total. Encore une fois, les taux d'imposition implicites pour la rémunération supérieure à 150 $ au cours des semaines inférieures à la moyenne sont présentés dans la dernière colonne des tableaux. Dans certains cas, les effets dissuasifs des semaines de travail « pleines » inférieures à la moyenne en vertu du programme sont plus grands que les effets dissuasifs des semaines de travail réduites que le programme visait à éliminer.

3. Analyse des changements de comportement

Compte tenu des changements touchant les incitatifs décrits à la section 2, en ce qui a trait aux mesures incitatives, on pourrait s'attendre à ce que les participants au programme réagissent aux projets des semaines réduites en travaillant plus d'heures et de semaines, moins d'heures et de semaines, ou le même nombre d'heures et de semaines qu'auparavant. La présente section commence par établir les limites supérieures des changements de comportement découlant des données brutes. Ces limites supérieures peuvent par la suite être utilisées pour évaluer la vraisemblance de la démonstration économétrique formelle présentée ci-après. Enfin, des estimations des changements de comportement sont utilisées pour expliquer les estimations des changements quant au revenu des participants.

3.1 Limites supérieures des changements de comportement découlant des données

Le nombre de semaines réduites ajoutées ou converties par les participants ne peut évidemment pas être supérieur au nombre de semaines réellement travaillées. Même si des données sur la rémunération hebdomadaire sont disponibles sous forme brute, leur nature préliminaire les rend trop peu fiables pour la mesure directe des semaines réduites, aux fins de la présente étude. Toutefois, les données sur les taux de prestations peuvent être utilisées pour déterminer de façon approximative le nombre de semaines réduites de travail effectuées par les participants au programme.

Prenons tout d'abord le cas d'une participante moyenne, présenté au tableau 4. Nous savons que la différence moyenne entre le taux réel de prestations versées et le taux de prestations découlant du statu quo pour les participantes au programme était de 19,95 $. Le panel A montre que l'ajout d'une semaine à 150 $ entraînerait une différence entre le statu quo et le taux réel de prestations d'environ 3,80 $, qu'une semaine additionnelle à 100 $ entraînerait une différence de 5,10 $, et qu'une semaine additionnelle à 50 $ entraînerait une différence de 6,30 $ (voir l'annexe B). La différence moyenne entre le taux réel et le taux découlant du statu quo des prestations correspondrait à 5,3 semaines de travail à 150 $ par semaine, à 3,9 semaines à 100 $ par semaine ou à 3,2 semaines à 50 $ par semaine. Nous pouvons, par conséquent, conclure que la participante moyenne a accumulé entre 3,2 et 5,3 semaines de travail réduites au cours de la période de base. Si nous partons du principe que cette personne n'aurait eu aucune semaine de travail réduite en l'absence des projets, et qu'aucune augmentation des prestations hebdomadaires n'est le fait d'une réduction des heures qui ont entraîné la conversion de semaines pleines en semaines réduites, nous pouvons considérer ces chiffres comme les limites maximales approximatives de l'augmentation du nombre de semaines de travail d'une participante moyenne.

Parallèlement, si nous partons du principe que la personne n'a eu aucune semaine de travail réduite en l'absence des projets et qu'aucune augmentation des prestations hebdomadaires

n'est le fait d'une augmentation du nombre de semaines de travail, nous pouvons considérer que ces 5,3 semaines (à 150 $) correspondent à la limite supérieure du nombre de semaines pleines converties en semaines réduites par la participante moyenne.

La différence moyenne entre le taux réel de prestations versées et le taux de prestations découlant du statu quo pour les participants de sexe masculin était de 25,60 $. Le tableau 5 montre que, pour les hommes, une semaine additionnelle à 150 $ entraînerait une différence entre le statu quo et le taux réel de prestations d'environ 6,30 $, qu'une semaine additionnelle à 100 $ entraînerait une différence de 7,60 $, et qu'une semaine additionnelle à 50 $ entraînerait une différence de 8,80 $ (selon le tableau 3, panel A). La différence moyenne entre le taux réel de prestations et le taux découlant du statu quo correspondrait à 4,1 semaines de travail à 150 $ par semaine, à 3,4 semaines à 100 $ par semaine, ou à 2,9 semaines à 50 $ par semaine. Nous pouvons, par conséquent, conclure que le participant moyen a accumulé entre 2,9 et 4,1 semaines de travail réduites au cours de la période visée par le programme. Si nous partons du principe que cette personne n'aurait eu aucune semaine de travail réduite en l'absence du programme et qu'aucune semaine pleine n'aurait été convertie en semaine réduite, le participant moyen aurait accumulé au maximum entre 2,9 et 4,1 semaines de travail réduites de plus.

TABLEAU 4
Limites supérieures des changements de comportement, femmes

	Rémunération hebdomadaire	Changement touchant les prestations hebdomadaires	Différence entre le taux de prestations du programme et celui découlant du statu quo	Limite supérieure de l'augmentation du nombre de semaines de travail réduites
A. Ajout actif				
	150 $	3,80 $	19,95 $	5,3
	100 $	5,10 $	19,95 $	3,9
	50 $	6,30 $	19,95 $	3,2
B. Conversion active				
	150 $	3,80 $	19,95 $	5,3

Par ailleurs, si nous partons du principe que la personne n'a eu aucune semaine de travail réduite en l'absence des projets et qu'aucune augmentation des prestations hebdomadaires n'est le fait d'une augmentation du nombre de semaines de travail, nous pouvons considérer que ces 4,1 semaines (à 150 $) correspondent à la limite supérieure du nombre de semaines pleines converties en semaines réduites par le participant moyen.

TABLEAU 5 Limites supérieures des changements de comportement, hommes				
	Rémunération hebdomadaire	**Changement touchant les prestations hebdomadaires**	**Différence entre le taux de prestations du programme et celui découlant du statu quo**	**Limite supérieure de l'augmentation du nombre de semaines de travail réduites**
A. Ajout actif				
	150 $	6,30 $	25,60 $	4,1
	100 $	7,60 $	25,60 $	3,4
	50 $	8,80 $	25,60 $	2,9
B. Conversion active				
	150 $	6,30 $	25,60 $	4,1

3.2 Analyse économétrique des changements de comportement

Afin de connaître les effets des projets des semaines réduites sur les heures de travail et sur la rémunération des participants, nous devons déterminer dans quelle mesure l'augmentation observée au niveau des prestations traduit un changement de comportement ou ne constitue qu'un avantage inattendu. La présente section vise à faire la démonstration économétrique des changements de comportement. Il n'existe pas d'indication directe que les prestataires d'AE étaient plus susceptibles de travailler des semaines réduites en vertu du programme, étant donné que les projets d'ajustement (pour tenir compte des semaines réduites) n'ont pas été conçus comme des expériences aléatoires, pour lesquelles des participants et des non-participants auraient été choisis au hasard dans les emplacements désignés. Par ailleurs, la méthode de quasi-expérimentation, fondée sur une comparaison préalable et postérieure au programme, présente aussi certaines difficultés d'ordre méthodologique. Tandis que les prestataires qui ont au moins une semaine de travail réduite en vertu du programme, peuvent être identifiés du fait même de leur participation au programme, ceux qui ont effectué au moins une semaine de travail réduite au cours de la période précédant le programme ne peuvent être identifiés.

La deuxième approche la plus directe pour l'estimation des changements de comportement découlant du programme consisterait à examiner la différence entre les heures totales de travail au cours de la période de base, avant la mise en œuvre du programme et après. Deux problèmes ont rendu cette approche insatisfaisante. Tout d'abord, le nombre total d'heures est sujet à des erreurs de mesure. Ce problème découle en partie du fait que la période de référence se situe en 1996 pour bon nombre des demandes de prestations, et que l'on ne notait pas les heures hebdomadaires cette année-là. Les semaines de travail en 1996 étaient censées comporter 35 heures au total. Étant donné qu'une plus grande proportion de la période de référence des demandes de prestations soumises au début de 1997 se situait

en 1996, comparativement aux demandes de prestations présentées par la suite, l'ampleur de l'erreur de mesure diminue au fil du temps. Puisque l'erreur de mesure des heures totales comporte une corrélation avec des périodes déterminées à cet égard, tout changement dans le total des heures d'une période à l'autre, suivant l'entrée en vigueur du programme, sera confondu avec les erreurs de mesure des données. En deuxième lieu, les heures de travail peuvent fluctuer en raison de l'évolution de la conjoncture économique, laquelle prend parfois des formes complexes qu'il est impossible de contrôler. En dépit des travaux exploratoires exhaustifs et des expériences qui ont été réalisées auprès d'un certain nombre de groupes témoins différents, on n'a jamais obtenu d'estimations plausibles des effets du programme sur le nombre total d'heures de travail.

Une approche moins directe pour l'estimation des changements de comportement découlant du programme a obtenu d'avantage de succès. Les données administratives fournies par DRHC servent à mesurer le nombre total de semaines de travail au cours de la période de base, avant l'application du programme, mais ne permettent de mesurer que le nombre de semaines de travail « pleines » au cours de cette même période, pendant l'application du programme. Ces données nous permettent de faire une distinction entre certaines interprétations relatives au nombre de semaines de travail réduites effectuées dans le cadre du programme. À cet égard, il faut examiner les trois exemples donnés au tableau 6.

Dans l'exemple 1, le prestataire a effectivement travaillé 4 semaines réduites au cours de la période précédant le programme, et a maintenu ce régime de travail une fois le programme en place. Dans cet exemple, qui repose sur les données administratives fournies par DRHC, les chiffres figurant au tableau 6 seraient considérés comme des « semaines mesurées du dénominateur ». Cette mesure comprend les semaines réduites de la période précédant le programme, mais exclut les semaines réduites de la période d'application du programme. L'effet mesuré du traitement dans ce cas *passif* correspond à une réduction de 4 semaines du dénominateur. Il convient de souligner que le nombre de semaines de travail n'a pas changé du tout, et que le changement indiqué au nombre de semaines de travail n'est attribuable qu'à la façon dont les données sont présentées.

Dans l'exemple 2, le prestataire n'a fait aucune semaine de travail réduite au cours de la période précédant le programme, mais il a accumulé quatre semaines réduites après la mise en œuvre du programme. Les semaines mesurées du dénominateur ne comprennent pas ces semaines réduites pour la période visée par le programme. L'effet mesuré du traitement dans ce cas d'*ajout actif* est de 0. Il convient de souligner que le nombre de semaines de travail a augmenté, mais que les données n'indiquent aucun changement.

Dans l'exemple 3, le prestataire a fait 20 semaines de travail pleines pendant la période précédant le programme, dont 4 étaient inférieures à la moyenne. En vertu du programme, les taux d'imposition s'appliquant à ces semaines inférieures à la moyenne étaient extrêmement élevés, et le prestataire a converti ces semaines en semaines réduites. Elles sont comprises dans la mesure des semaines du dénominateur pour la période précédant le programme, mais en sont exclues pour la période d'application du programme. L'effet mesuré du traitement dans le cadre de cette *conversion active* correspondrait à une réduction de 4 semaines du dénominateur, même si le nombre total de semaines de travail n'a pas changé.

TABLEAU 6 Exemples de l'effet des projets sur les semaines mesurées du dénominateur, selon diverses hypothèses de comportement				
		Exemple 1 comportement passif	**Exemple 2 ajout actif**	**Exemple 3 conversion active**
Semaines de travail réelles (non comprises dans les données)				
	période précédant le programme	20 semaines pleines, 4 semaines réduites	20 semaines pleines	20 semaines pleines, dont 4 semaines inférieures à la moyenne
	période d'application du programme	20 semaines pleines, 4 semaines réduites	20 semaines pleines, 4 semaines réduites	16 semaines pleines, 4 semaines réduites
Semaines mesurées du dénominateur (telles que présentées dans les données)				
	période précédant le programme	20 semaines pleines, 4 semaines réduites	20 semaines pleines	20 semaines pleines
	période d'application du programme	20 semaines pleines	20 semaines pleines	16 semaines pleines
Effet estimatif du traitement sur les semaines du dénominateur (selon les semaines mesurées du dénominateur)		-4	0	-4

La méthode utilisée pour estimer les effets des projets sur les semaines mesurées du dénominateur est fondée sur une comparaison entre le nombre de semaines du dénominateur enregistré pour les prestataires qui participaient aux projets et le nombre enregistré pour des prestataires similaires qui ne participaient pas aux projets, parce que ceux-ci n'avaient pas été mis en oeuvre dans leur région au moment où ils ont présenté leur demande de prestations. Le groupe « témoin » des prestataires non assujettis aux projets comprend les personnes qui ont soumis des demandes de prestations entre janvier et avril 1997, pour les régions comprises dans la première phase, et entre janvier et août, pour les régions visées par la deuxième phase. Le groupe de « traitement » des prestataires participant aux projets est

composé de ceux qui ont soumis des demandes de prestations entre mai et août 1997 dans les régions comprises dans la première phase.

Étant donné que les groupes de traitement et les groupes témoins comprennent des prestataires des régions visées par la phase I, notre méthode permet une comparaison efficace des données relatives aux demandes de prestations pour les mêmes régions, ce qui fait que l'on ne confond pas les effets du programme avec de simples différences régionales. De même, étant donné que les groupes de traitement et les groupes témoins comprennent des prestataires pour la période de mai à août 1997 inclusivement, notre méthode permet une comparaison efficace des données relatives aux demandes de prestations de la même période, de sorte que l'on ne confond pas les effets du programme avec des changements qui se sont produits avec le temps en raison des changements dans les conditions économiques, ou encore avec des changements de comportement à retardement découlant d'autres modifications du régime d'AE.

On a choisi ce plan de recherche pour réduire les problèmes de biais de sélection, afin de pouvoir déterminer les effets du programme de la façon la plus crédible possible. Il se peut que cette approche entraîne une sous-estimation, dans une certaine mesure, de l'ensemble des effets du programme, étant donné que certains prestataires peuvent ne pas avoir été au courant du programme au moment où ils ont décidé de leur régime de travail. Par ailleurs, certains prestataires du groupe témoin qui ont travaillé des semaines réduites peuvent avoir reporté leur demande de prestations jusqu'à l'entrée en vigueur du programme dans leur région, ce qui nous amènerait à surestimer les effets réels du programme. Compte tenu de la nature du processus de collecte des données, l'approche adoptée vise à produire les estimations les plus crédibles possibles.

Le modèle des semaines du dénominateur a fait l'objet d'estimations distinctes pour les hommes et pour les femmes. Des statistiques descriptives pour les échantillons de traitement et les échantillons témoins apparaissant au tableau 7, montrent que le nombre moyen de semaines du dénominateur pour le groupe témoin est supérieur au nombre moyen pour le groupe de traitement, tant pour les hommes que pour les femmes. Toutefois, certaines des

TABLEAU 7
Statistiques descriptives, échantillons de traitement et échantillons témoins

	Groupes témoins, femmes	Groupes de traitement, femmes	Groupes témoins, hommes	Groupes de traitement, hommes
N	242 286	60 013	256 449	50 458
Semaines du dénominateur	24,5	23,1	23,5	21,7
Taux de chômage	12,4	16,2	12,9	16,5
Période précédente	3,4	8,9	4,4	11,1
Âge	38	38	37	38
Dénominateur minimal	15,8	14,5	15,6	14,5
Critères d'admissibilité	490	443	481	441

autres moyennes figurant dans le tableau 7 font ressortir que les expériences sur le marché du travail des groupes de traitement et des groupes témoins ont différé de façon importante à d'autres égards. Ces différences doivent être prises en considération si l'on veut déterminer les effets réels du programme.

La durée de la période d'admissibilité est comprise dans le modèle économétrique comme mesure de contrôle pour les changements touchant la situation du marché du travail, lesquels pourraient avoir des répercussions sur le nombre de semaines mesurées du dénominateur. Par exemple, si les conditions économiques s'amélioraient, de sorte que les prestataires auraient accumulé un plus grand nombre de semaines de travail au moment de présenter leur demande de prestations, on assisterait à une augmentation de la durée de la période de référence pour tous les prestataires n'ayant pas atteint le maximum de 52 semaines de travail au cours de la période de référence. Une telle amélioration des conditions économiques pourrait aussi avoir pour effet d'augmenter le nombre de semaines du dénominateur et entraîner une confusion avec l'effet estimatif du traitement. L'inclusion de la durée de la période de référence dans le modèle fournit par conséquent une façon de tenir compte de la situation du marché du travail.

On a introduit une quartique d'âge dans le modèle à titre de contrôle démographique. Des variables nominales pour la profession et l'industrie ont été incluses pour tenir compte des différences systématiques touchant la situation du marché du travail pour les différentes industries et professions. Tant le dénominateur minimal que la norme d'admissibilité peuvent avoir des répercussions sur le nombre de semaines de travail, ce qui fait que ces deux éléments ont été intégrés au modèle. Le taux de chômage et le carré de sa valeur sont inclus pour saisir directement la situation du marché du travail. Des variables nominales mensuelles ont été incluses à titre de contrôle des fluctuations saisonnières de l'emploi dont ne tient pas compte le taux régional de chômage. La mesure du recours antérieur à l'assurance-chômage et le carré de sa valeur ont aussi été inclus pour saisir les différences relativement importantes entre les personnes, du point de vue des régimes de travail et du recours de l'AE. Des coefficients estimatifs sont présentés au tableau A1 de l'annexe.

La première ligne du tableau 8 indique que l'effet estimatif du traitement pour l'échantillon des hommes était très significatif au point de vue stratégique, entraînant une réduction de 0,079 du nombre moyen de semaines de travail du dénominateur pour les prestataires. Si l'on combine cet élément avec le taux de participation au programme des hommes du groupe de traitement, qui est de 5,4 p. 100, ce coefficient correspond à une réduction estimative de 1,5 semaine pour les participants au programme[3].

Le changement estimatif du nombre de semaines du dénominateur peut être interprété de deux façons. Si on se reporte au tableau 6, on se rappellera qu'une réduction du nombre de semaines mesurées du dénominateur pouvait découler, soit d'une absence de changement

---

3 L'effet mesuré du traitement pour l'ensemble de l'échantillon est de -0,079 semaine. Cette différence estimative entre le nombre moyen de semaines mesurées du dénominateur dans les échantillons de traitement et les échantillons témoins doit être attribuables aux changements de comportement des 5,4 p. 100 d'hommes faisant partie des groupes de traitement qui ont participé aux projets. Cette estimation signifie, par conséquent, que les participants aux projets ont enregistré 0,079/0,054=1,5 moins de semaines du dénominateur que leurs homologues de l'échantillon témoin.

de comportement, soit du fait que les participants avaient converti des semaines pleines en semaines réduites. La réduction estimative de 1,5 semaine mesurée du dénominateur découlant du programme pourrait, par conséquent, rendre compte du fait que les participants de sexe masculin aux projets des semaines réduites ont travaillé au maximum 1,5 semaines réduites de plus de toute façon, et qu'ils n'ont pas modifié leur comportement. Ils pourraient aussi avoir au maximum 1,5 semaine pleine en semaine réduite en vertu du programme, ou encore avoir combiné ces deux éléments. En outre, les semaines réduites qui s'ajoutent en réaction aux projets, quel que soit leur nombre, correspondent à ces estimations, étant donné que ce changement de comportement particulier entraînerait une absence de changement dans les semaines mesurées du dénominateur (voir l'exemple 2 du tableau 6).

Pour estimer le nombre de semaines réduites « additionnelles » découlant des projets, le tableau 9 combine les estimations du tableau 8 et les calculs effectués à partir des données sur les taux de prestations.

TABLEAU 8
Effet estimatif du traitement, nombre de semaines du dénominateur

	Estimation du coefficient	Valeur p	Taux de participation	Changement estimatif du nombre de semaines du dénominateur
Hommes	-0,079	0,00	5,4	-1,50
Femmes	-0,012	0,55	10,7	-1,21

La différence moyenne entre le taux de prestations découlant du statu quo et celui du programme pour les participants de sexe masculin de cet échantillon est de 25,60 $. Une semaine de travail réduite avec une rémunération de 150 $ entraînerait une réduction de 6,30 $ du taux de prestations découlant du statu quo. Dans le panel A, nous interprétons l'effet estimatif du programme correspondant à 1,5 semaine du dénominateur du tableau 8 comme le résultat d'une réaction « passive ». Nous pouvons alors attribuer 9,45 $ = (1.5) * (6,30 $) de la différence réelle entre le taux de prestations découlant du statu quo et celui du programme à cette réaction passive. La différence « non expliquée » de 26,50 $ - 9,45 $ = 16,15 $ entre le taux de prestations du programme et celui découlant du statu quo ne peut correspondre qu'à une augmentation active du nombre de semaines de travail réduites en réaction aux projets. Le panel supérieur du tableau 9 montre que, selon la rémunération hebdomadaire, une interprétation passive de l'effet estimatif du programme produit une estimation de 1,4 à 2,6 semaines de travail réduites additionnelles.

Le panel B du tableau 9 présente le nombre estimatif de semaines qui s'ajoutent si nous interprétons l'effet estimatif du programme comme un reflet de la conversion active de 1,5 semaine pleine en 1,5 semaine réduite avec une rémunération de 150 $. Chaque semaine comportant une rémunération de 150 $ entraîne une réduction de 6,30 $ du taux de prestations

découlant du statu quo (voir l'annexe B)[4]. Par conséquent, la conversion de 1,5 de ces semaines prendrait en compte 9,45 $ de la différence réelle de 25,60 $ entre les taux de prestations découlant du programme et ceux découlant du statu quo. La différence « non expliquée » de 16,15 $ qui reste pourrait correspondre à l'ajout actif de 1,8 à 2,6 semaines réduites, selon la rémunération touchée pour chacune de ces semaines.

TABLEAU 9
Nombre estimatif de semaines réduites additionnelles, hommes

Panel A. 1,5 semaine passive

Rémunération hebdomadaire	Différence entre le taux de prestations du programme et celui découlant du statu quo	(2) * 1,5	25,60 $ – (3)	Nombre estimatif de semaines additionnelles = (4) / (2)
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
150 $	6,30 $	9,45 $	16,15 $	2,6
100 $	7,60 $	11,40 $	14,20 $	1,9
50 $	8,80 $	13,20 $	12,40 $	1,4

Panel B. 1,5 semaine pleine convertie en 1,5 semaine réduite avec une rémunération de 150 $

Rémunération hebdomadaire	Différence entre le taux de prestations du programme et celui découlant du statu quo	1,5 * 6,30 $	25,60 $ – (3)	Nombre estimatif de semaines additionnelles = (4) / (2)
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
150 $	6,30 $	9,45 $	16,15 $	2,6
100 $	7,60 $	9,45 $	16,15 $	2,1
50 $	8,80 $	9,45 $	16,15 $	1,8

Laquelle de ces interprétations est la plus plausible? Si l'on examine la structure incitative avant la mise en oeuvre du programme, présentée au tableau 3 pour les hommes, nous nous apercevons que le taux d'imposition s'appliquant aux semaines réduites était extrêmement élevé, tandis que celui s'appliquant aux semaines pleines inférieures à la moyenne était considérablement plus bas. Après la mise en œuvre du programme, le taux d'imposition s'appliquant à la rémunération supérieure à 150 $ pour les semaines pleines inférieures à la moyenne augmentait considérablement et, dans certains cas, était aussi élevé que celui

4 La colonne 3 diffère de la colonne correspondante du panel A, du fait que l'on part du principe, dans le panel B, que la rémunération était de 150 $ pour la semaine et demie correspondant à l'effet estimatif du traitement, tandis que, dans le panel A, nous partons du principe que la rémunération des semaines passives était la même que celle des semaines additionnelles découlant d'un ajout actif.

s'appliquant aux semaines réduites pendant la période précédant le programme. Il semble, par conséquent, que les hommes auraient été plus susceptibles de ne pas accumuler de semaines de travail réduites au cours de la période précédant le programme et de convertir certaines semaines pleines inférieures à la moyenne en semaines réduites au cours de la période visée par le programme, plutôt que de continuer à accumuler des semaines de travail réduites à des taux d'imposition extrêmement élevés au cours de la période précédant le programme, et ne convertir aucune semaine complète inférieure à la moyenne au cours de la période visée par le programme.

Les résultats pour les femmes, qui figurent à la deuxième ligne du tableau 8, sont différents. Le programme n'a pas d'effet statistiquement significatif sur le nombre de semaines mesurées du dénominateur. Il faut se rappeler que, selon le tableau 6, le nombre de semaines mesurées du dénominateur diminue lorsque certaines semaines de travail réduites sont effectuées en l'absence des projets, ou lorsque certaines semaines pleines sont converties en semaines réduites en raison des projets. L'absence d'un effet estimatif du traitement ne correspond, par conséquent, ni à l'un ni à l'autre de ces scénarios. Si aucune semaine de travail réduite n'a été effectuée en l'absence de projets, et qu'aucune semaine complète n'a été convertie en semaine réduite après la mise sur pied des projets, c'est donc dire que la totalité de la différence entre le taux de prestations réel et celui découlant du statu quo vient du fait que les participantes ont choisi d'effectuer des semaines de travail réduites, ce qu'elles n'auraient pas fait en l'absence des projets. Nous pouvons donc conclure que la participante moyenne a augmenté de 3 à 5 le nombre de semaines de travail (réduites) qu'elle a effectuées.

La figure 1, décrite précédemment, comporte des preuves additionnelles que les hommes et les femmes ont réagi activement au programme. Selon cette figure, le taux de participation a augmenté avec le temps, peut être du fait que les gens ont pris connaissance des paramètres du programme et y ont réagi plus activement. Une analyse économétrique formelle de la participation au programme peut permettre de déterminer si cette augmentation de la participation reflète une plus grande sensibilisation au programme ou simplement des changements touchant la situation du marché du travail.

Les déterminants de la probabilité qu'un prestataire participe au programme ont été estimés selon une méthode logit, à partir de données sur toutes les prestations pour l'ensemble de la période de l'échantillon. Le modèle comprenait des codes d'industrie et de profession à trois chiffres comme variables nominales, afin de saisir les écarts dans les modèles d'emploi liés aux différences dans les modèles de demande de main-d'œuvre de divers secteurs. Des variables nominales mensuelles ont été incluses pour tenir compte des fluctuations saisonnières de l'emploi dont il est question à la figure 1. Le taux de chômage et son carré ont été inclus parce que les régions où le taux de chômage est élevé peuvent offrir un nombre inférieur de semaines réduites d'emploi. Des mesures du taux de chômage peuvent aussi être affectées par d'autres paramètres du régime d'AE, par exemple, l'admissibilité aux prestations et la norme d'admissibilité, qui varient selon le taux de chômage régional. Des tentatives en vue d'inclure ces paramètres séparément comme variables de régression ont échoué en raison de la forte colinéarité de ces variables. On a introduit une quartique d'âge et une variable nominale pour le sexe, à titre de contrôle démographique, afin de tenir compte des différences dans les préférences et les débouchés pour diverses catégories de

personnes. On a inclus le nombre total d'heures de travail pendant la période de référence, afin de tenir compte, dans une certaine mesure, de l'activité sur le marché du travail. La mesure du nombre total d'heures de travail comporte malheureusement des erreurs dans le cas de nombreuses demandes de prestations, étant donné qu'une partie de la période de référence se situe en 1996, année pendant laquelle on ne notait pas les heures hebdomadaires. On a établi le nombre total d'heures des semaines de travail en 1996 à 35 heures par semaine. À titre de contrôle pour cette erreur de mesure, la proportion des semaines de la période de référence se situant en 1996 a été incluse. On a inclus un polynôme représentant la proportion des semaines se situant entre le 30 juin 1996 et le début de la période de prestations en cours, afin de tenir compte de la dépendance des prestataires à l'égard du revenu que leur procure l'assurance-emploi.

Enfin, on a inclus un polynôme représentant le nombre de semaines entre la date de la demande de prestations et la date d'entrée en vigueur des projets, afin de tenir compte des effets de la transition, au fur et à mesure que les prestataires entendaient parler des projets et modifiaient leur comportement en conséquence. Les termes de ce polynôme ont été mis en rapport avec la mesure des semaines précédentes pendant lesquelles la personne avait touché des prestations d'AE, afin de tenir compte de la possibilité que les prestataires récents aient appris plus rapidement l'existence des projets des semaines réduites. Lorsqu'un prestataire présentait une demande de prestations dans une région au cours d'une période visée par les projets, on lui accordait automatiquement le taux de prestations prévu dans le cadre des projets, si celui-ci était supérieur au taux découlant du statu quo, afin que tout avantage passif ne soit pas le fait de la connaissance de l'existence du programme.

Les estimations de paramètres pour le modèle logit sont présentées au tableau A2. Le fait que la probabilité de participation ait augmenté avec le temps, depuis la mise en œuvre des projets, laisse supposer que des changements de comportement se sont produits et ont pris de l'ampleur avec le temps et au fur et à mesure que les projets ont été mieux connus. Plus la dernière période de prestations antérieures était longue, plus le prestataire était susceptible de participer à toutes les semaines du projet, stabilisant ainsi la courbe d'apprentissage.

3.3 Répercussions des projets des semaines réduites sur la rémunération et le revenu

Les calculs effectués dans les section précédentes laissent supposer que le participant moyen a converti 1,5 semaine pleine supérieure à la moyenne en semaine réduite et a accumulé entre 1,8 et 2,6 semaines réduites additionnelles à la suite de la mise en place du programme. L'augmentation du revenu découlant de la conversion de semaines pleines en semaines réduites dépend de l'importance des semaines pleines converties. Une estimation raisonnable de la limite supérieure laisse supposer une augmentation du revenu d'environ 225 $ pour cette raison[5]. Étant donné que la rémunération d'une semaine réduite est par définition de

[5] Cette estimation est fondée sur l'hypothèse que la rémunération des semaines pleines converties en semaines réduites aurait été de 200 $ par semaine. Le changement de revenu sera moindre si la rémunération des semaines pleines converties est supérieure à ce montant (voir le tableau 3, panel B).

150 $ ou moins, l'ajout actif de semaines réduites aurait fait augmenter la rémunération des hommes de 270 $ à 390 $ au maximum. Le revenu estimatif du participant moyen a donc augmenté d'un montant maximal se situant entre 495 $ et 615 $.

On estime que la participante moyenne a accumulé entre trois et cinq semaines de travail réduites de plus à la suite de l'entrée en vigueur du programme. Compte tenu de la définition de la semaine réduite, son revenu estimatif a donc augmenté d'un montant maximal de 450 $ à 750 $.

4. Conclusion

La présente étude a permis de démontrer les éléments suivants :

- Un nombre important de prestataires d'AE ont profité des projets des semaines réduites, soit plus de 11 p. 100 de tous les prestataires d'AE au cours de la période visée;

- Le taux de participation des prestataires de sexe féminin, soit 14,6 p. 100, était de beaucoup supérieur à celui des prestataires de sexe masculin, soit 7,6 p. 100;

- Le bénéficiaire type des projets des semaines réduites est une femme provenant d'une région où le taux de chômage est particulièrement élevé, qui a déjà touché des prestations et qui a travaillé environ 25 p. 100 moins d'heures au cours de la période de référence que le prestataire moyen d'AE;

- Les taux de participation ont été plus élevés en 1998 qu'en 1997. Une analyse économétrique formelle de l'évolution du taux de participation dans le temps révèle que celui-ci s'est modifié au fur et à mesure que les prestataires prenaient connaissance du programme et s'y adaptaient;

- Tout tend à démontrer que le nombre de semaines de travail réduites a considérablement augmenté après la mise sur pied des projets. La démonstration économétrique laisse supposer que la participante moyenne a accumulé entre 3,2 et 5,3 semaines de travail réduites de plus; quant au participant moyen, il a accumulé entre 1,8 et 2,6 semaines de travail réduites de plus, et a converti environ 1,5 semaine pleine en semaine réduite;

- La modification apportée à la formule de calcul du taux de même que les réactions au programme ont fait augmenter le revenu du participant moyen de 495 $ à 615 $ tout au plus, et celui de la participante moyenne, de 450 $ à 750 $ tout au plus.

Nous pouvons conclure, à partir de ces résultats, que les projets des semaines réduites ont incité une proportion importante des prestataires d'AE à effectuer des semaines de travail additionnelles pour lesquelles ils ont touché une faible rémunération. En encourageant les semaines de travail additionnelles et en éliminant la pénalité pour des semaines de travail réduites qui auraient été effectuées de toute façon, le programme a entraîné une augmentation du revenu des prestataires de sexe féminin, principalement à faible revenu, dans les régions où le taux de chômage est élevé.

Il ressort clairement que le participant moyen a réduit ses heures de travail pour certaines semaines pleines inférieures à la moyenne, à la fois pour augmenter son temps libre et son revenu. Compte tenu du taux d'imposition marginal très élevé qui s'applique à la rémunération supérieure à 150 $ au cours des semaines inférieures à la moyenne, cette réaction n'est pas surprenante. Cet effet non prévu des projets des semaines réduites devrait faire l'objet d'un suivi attentif à l'avenir.

Bibliographie

GREEN, David A. et Timothy C. SARGENT. *La durée d'emploi et l'assurance-chômage : emplois saisonniers et non saisonniers*, Développement des ressources humaines Canada, Ottawa, 1995.

GREEN, David A. et W. Craig RIDDELL. « The economic effects of unemployment insurance in Canada: an empirical analysis of UI disentitlement », *Journal of Labor Economics*, 1993, p. s96-s147.

PHIPPS, Shelley. « Quantity constrained household response to UI reform », *Economic Journal* 100, 1990, p. 124-40.

PHIPPS, Shelley. « Behavioural response to UI reform in constrained and unconstrained models of labour supply », *Canadian Journal of Economics* 24, 1991, p. 34-54.

Annexe A : Résultats de la régression

TABLEAU A1
Estimations du coefficient des MCO, nombre de semaines du dénominateur

	Hommes N = 306 906 R^2 = 0,42		Femmes N = 302 298 R^2 = 0,45	
	Estimation du coefficient	**Valeur p**	**Estimation du coefficient**	**Valeur p**
Coord. d'interception	16,659	0,0001	22,515	0,0001
Durée de la période de référence	0,102	0,0001	0,083	0,0001
Taux de chômage	-0,108	0,0001	-0,364	0,0001
Taux de chômage**2	0,001	0,2106	0,009	0,0001
Nombre de semaines de prestations d'AE depuis juin 1996 (période précédente)	0,109	0,0001	0,094	0,0001
Âge	0,294	0,0001	0,195	0,0001
Âge**2	-0,008	0,0001	-0,005	0,0001
Âge**3	0	0,0001	0	0,0001
Âge**4	0	0,0001	0	0,0022
Période précédente**2	-0,019	0,0001	-0,016	0,0001
Période précédente**3	0	0,0001	0	0,0001
Février	0,067	0,002	0,039	0,0588
Mars	0,181	0,0001	0,184	0,0001
Avril	0,104	0,0001	0,217	0,0001
Mai	0,139	0,0001	0,223	0,0001
Juin	0,448	0,0001	0,640	0,0001
Juillet	0,291	0,0001	0,408	0,0001
Août	0,054	0,0367	0,176	0,0001
Régions visées par la phase I	-0,197	0,0001	-0,318	0,0001
Dénominateur minimal	0,049	0,0003	-0,043	0,0002
Norme d'admissibilité	-0,001	0,0001	-0,001	0,0001
Effet du traitement	**-0,079**	**0,0007**	**-0,012**	**0,5538**
exploitation forestière	-1,449	0,0001	-1,501	0,0001
pêche et piégeage	0,050	0,1375	-0,300	0,0001
mines de métaux	0,795	0,0001	0,279	0,1187
combustibles minéraux	0,543	0,0001	-0,522	0,0463

TABLEAU A1 (suite) Estimations du coefficient des MCO, nombre de semaines du dénominateur				
	Hommes N = 306 906 R^2 = 0,42		Femmes N = 302 298 R^2 = 0,45	
	Estimation du coefficient	Valeur p	Estimation du coefficient	Valeur p
mines de minerais non métalliques	0,536	0,0001	-0,532	0,0692
carrières	0,216	0,0957	0,107	0,6995
services miniers	-0,405	0,0001	0,072	0,7084
aliments et boissons	-0,291	0,0001	-1,047	0,0001
tabac	1,602	0,0001	1,845	0,0001
caoutchouc et matière plastique	0,194	0,0078	0,346	0,0001
cuir	0,752	0,0001	0,581	0,0001
textiles	0,450	0,0001	0,394	0,0001
habillement	0,371	0,0001	0,715	0,0001
bois	0,365	0,0001	0,310	0,0001
meuble	0,404	0,0001	0,064	0,5323
papier	0,560	0,0001	0,256	0,001
imprimerie	0,388	0,0001	0,357	0,0001
première transformation des métaux	0,805	0,0001	0,240	0,059
fabrication des produits métalliques	0,039	0,377	0,413	0,0001
machinerie	0,238	0,0001	0,256	0,0126
équipement de transport	0,153	0,0006	0,503	0,0001
produits électriques	0,133	0,0486	0,527	0,0001
produits minéraux non métalliques	0,279	0,0001	0,255	0,0199
pétrole/charbon	0,179	0,2906	0,587	0,0029
industries chimiques	0,211	0,0135	0,287	0,0001
autres industries manufacturières	0,489	0,0001	0,592	0,0001
entrepreneurs généraux	-0,352	0,0001	-0,064	0,417
entrepreneurs spécialisés	-0,302	0,0001	-0,237	0,0001
transport	-0,132	0,2317	0,130	0,3966
entreposage	0,239	0,0001	0,223	0,0001

TABLEAU A1 (suite) Estimations du coefficient des MCO, nombre de semaines du dénominateur				
	Hommes N = 306 906 R^2 = 0,42		Femmes N = 302 298 R^2 = 0,45	
	Estimation du coefficient	Valeur p	Estimation du coefficient	Valeur p
communications	-0,062	0,6691	0,364	0,0016
énergie électrique, gaz, eau	0,369	0,0001	0,312	0,0001
commerce de gros	0,314	0,0001	0,344	0,0001
commerce de détail	0,241	0,0001	0,246	0,0001
finances	0,356	0,0001	0,228	0,0001
assurances	0,301	0,0001	0,269	0,0001
assurances, services immobiliers	0,174	0,3794	0,475	0,0001
enseignement	-0,051	0,4424	0,241	0,0001
soins de santé et services sociaux	-0,175	0,0001	-0,050	0,0464
organisations religieuses	-0,321	0,0002	-0,270	0,0005
loisirs	0,315	0,0001	0,542	0,0001
services personnels	-0,067	0,1291	0,219	0,0001
hébergement et restauration	0,598	0,0001	0,541	0,0001
autres industries de services	0,303	0,0001	0,361	0,0001
administration féderale	0,051	0,2863	-0,044	0,2338
administrations provinciales	0,123	0,1692	0,151	0,0001
administrations municipales	-0,352	0,0001	0,302	0,0001
autres industries	-0,115	0,0066	0,235	0,0001
autres directeurs	0,375	0,0005	0,067	0,3655
professionnels	0,381	0,0034	0,091	0,2864
administration	0,167	0,156	-0,018	0,7962
personnel de bureau	0,058	0,5847	-0,157	0,0259
sciences naturelles et appliquées — professionels	-0,125	0,2681	-0,242	0,0057
sciences naturelles et appliquées — personnel technique	0,048	0,6536	-0,212	0,012
santé — professionnels	0,123	0,4678	-0,135	0,0703
santé — personnel technique	0,184	0,1996	-0,247	0,0014

TABLEAU A1 (suite)
Estimations du coefficient des MCO, nombre de semaines du dénominateur

	Hommes N = 306 906 R^2 = 0,42		Femmes N = 302 298 R^2 = 0,45	
	Estimation du coefficient	**Valeur p**	**Estimation du coefficient**	**Valeur p**
santé — personnel de soutien	0,058	0,6915	-0,206	0,0066
sciences sociales, etc. — professionnels	0,499	0,0001	0,085	0,2346
droit, etc. — para-professionnels	0,468	0,0002	-0,126	0,0852
arts et culture — professionnels	-0,036	0,7898	-0,196	0,0206
arts, etc. — personnel technique	-0,080	0,4895	-0,330	0,0001
ventes et services — personnel spécialisé	0,193	0,0726	-0,175	0,0162
ventes et services — personnel intermédiaire	0,081	0,4435	-0,229	0,0011
ventes et services — personnel élémentaire	0,060	0,5653	-0,322	0,0001
métiers et transport — personnel spécialisé	-0,274	0,008	-0,565	0,0001
transport, etc. — personnel intermédiaire	-0,089	0,3871	-0,487	0,0001
métiers de la construction	-0,815	0,0001	-1,394	0,0001
secteur primaire — personnel spécialisé	-0,293	0,0068	-0,920	0,0001
secteur primaire — personnel intermédiaire	-0,922	0,0001	-1,714	0,0001
secteur primaire — manœuvres	-1,018	0,0001	-1,287	0,0001
fabrication — personnel spécialisé	0,104	0,4215	-0,110	0,3851
fabrication — conducteurs et monteurs	-0,320	0,0024	-0,984	0,0001
fabrication — manœuvres	-0,403	0,0001	-0,718	0,0001

TABLEAU A2
Estimations du coefficient logit, probabilité de participer aux projets des semaines réduites

	Hommes		Femmes	
	Estimation du coefficient	Valeur p	Estimation du coefficient	Valeur p
Coord. d'interception	0,53281	0,0001	0,951637	0,0001
Heures	-5,3E-05	0,0001	-0,00011	0,0001
Taux de chômage	0,00791	0,0001	0,015548	0,0001
Taux de chômage**2	-0,00022	0,0001	-0,00044	0,0001
Période précédente	0,002344	0,0001	0,005318	0,0001
Âge	-0,04063	0,0001	-0,07775	0,0001
Âge**2	0,001174	0,0001	0,002364	0,0001
Âge**3	-1,5E-05	0,0001	-3E-05	0,0001
Âge**4	6,74E-08	0,0001	1,29E-07	0,0001
Période précédente**2	-4,9E-05	0,0001	-0,00011	0,0001
Période précédente**3	6,45E-08	0,2423	-9,54E-08	0,3082
Février	0,004083	0,0034	-0,0025	0,2612
Mars	-0,00169	0,1733	-0,00572	0,0048
Avril	-0,00378	0,0153	-0,01149	0,0001
Mai	-0,01179	0,0001	-0,02574	0,0001
Juin	-0,01353	0,0001	-0,04077	0,0001
Juillet	-0,02213	0,0001	-0,04093	0,0001
Août	-0,01583	0,0001	-0,0381	0,0001
Régions visées par la Phase I	0,004685	0,0001	0,033551	0,0001
Semaines depuis le début du programme	**0,000672**	**0,0001**	**0,001635**	**0,0001**
Semaines depuis le début du programme **2	**-6,5E-06**	**0,0001**	**-2E-05**	**0,0001**
Semaines depuis le début du programme * période précédente	**1,18E-05**	**0,0001**	**3,01E-05**	**0,0001**
Semaines depuis le début du programme * période précédente2**	**1,43E-09**	**0,0005**	**4,35E-09**	**0,0001**
exploitation forestière	-0,02536	0,0001	-0,06448	0,0001
pêche et piégeage	-0,04781	0,0001	-0,06072	0,0001
mines de métaux	-0,03843	0,0001	-0,10925	0,0001
combustibles minéraux	0,001995	0,7618	-0,06192	0,0167

TABLEAU A2 (suite)

Estimations du coefficient logit, probabilité de participer aux projets des semaines réduites

	Hommes		Femmes	
	Estimation du coefficient	Valeur p	Estimation du coefficient	Valeur p
mines de minerais non métalliques	0,151595	0,0001	0,003947	0,8509
carrières	-0,04086	0,0001	-0,08659	0,0001
services miniers	-0,04553	0,0001	-0,0921	0,0001
aliments et boissons	0,116839	0,0001	0,110445	0,0001
tabac	-0,01977	0,2453	-0,00264	0,9017
caoutchouc et matière plastique	0,01126	0,0025	-0,00604	0,3518
cuir	0,017746	0,009	-0,03393	0,0001
textiles	0,007761	0,0454	-0,00529	0,3338
habillement	0,014471	0,0003	0,016889	0,0001
bois	-0,00785	0,0001	-0,04913	0,0001
meuble	0,02255	0,0001	-0,00852	0,3533
papier	-0,02154	0,0001	-0,02293	0,0008
imprimerie	0,041998	0,0001	0,026363	0,0001
première transformation des métaux	0,003897	0,2505	-0,05478	0,0001
fabrication des produits métalliques	-0,01077	0,0001	-0,02006	0,0032
machinerie	-0,00907	0,004	-0,04514	0,0001
équipement de transport	-0,01605	0,0001	-0,03656	0,0001
produits électriques	-0,02162	0,0001	-0,04307	0,0001
produits minéraux non métalliques	-0,0094	0,001	-0,03585	0,0001
pétrole/charbon	-0,04069	0,0001	-0,04258	0,0185
industries chimiques	-0,01876	0,0001	-0,0209	0,0031
autres industries manufacturières	0,021856	0,0001	-0,0145	0,0046
entrepreneurs généraux	-0,04136	0,0001	-0,0455	0,0001
entrepreneurs spécialisés	-0,03552	0,0001	-0,05971	0,0001
transport	-0,03164	0,0001	-0,04003	0,0014
entreposage	0,008065	0,0001	-0,02537	0,0001
communications	-0,00045	0,955	-0,00196	0,9034

TABLEAU A2 (suite)

Estimations du coefficient logit, probabilité de participer aux projets des semaines réduites

	Hommes		Femmes	
	Estimation du coefficient	Valeur p	Estimation du coefficient	Valeur p
énergie électrique, gaz, eau	0,02995	0,0001	0,022762	0,0001
commerce de gros	0,021887	0,0001	0,019782	0,0003
commerce de détail	-0,00642	0,0001	-0,03035	0,0001
finances	0,005749	0,0001	0,023314	0,0001
assurances	-0,015	0,0001	0,015373	0,0001
assurances, services immobiliers	-0,00671	0,5915	-0,02499	0,0019
enseignement	-0,01941	0,0001	-0,01845	0,0001
soins de santé et services sociaux	0,0167	0,0001	0,00427	0,055
organisations religieuses	-0,05315	0,0001	-0,06326	0,0001
loisirs	-0,04159	0,0001	-0,04245	0,0001
services personnels	-0,0211	0,0001	-0,05152	0,0001
hébergement et restauration	0,011769	0,0001	-0,03115	0,0001
autres industries de services	0,014159	0,0001	0,003956	0,0335
administration fédérale	-0,01882	0,0001	-0,03585	0,0001
administrations provinciales	0,011975	0,0092	-0,00859	0,0077
administrations municipales	-0,02797	0,0001	-0,04411	0,0001
autres industries	-0,0092	0,0001	-0,02516	0,0001
autres directeurs	0,007907	0,1631	-0,02081	0,0019
personnel professionnel	0,013019	0,0701	-0,00866	0,2753
administration	0,029157	0,0001	0,005172	0,4173
personnel de bureau	0,050227	0,0001	0,021145	0,0008
sciences naturelles et appliquées — professionnels	0,001125	0,8509	-0,01129	0,1652
sciences naturelles et appliquées — personnel technique	0,007033	0,2054	-0,01932	0,0089
santé — professionnels	0,054635	0,0001	0,007867	0,2482
santé — personnel technique	0,074198	0,0001	0,063271	0,0001
santé — personnel de soutien	0,120594	0,0001	0,05749	0,0001
sciences sociales, etc. — professionnels	0,030486	0,0001	0,022526	0,0005

TABLEAU A2 (suite)
Estimations du coefficient logit, probabilité de participer aux projets des semaines réduites

	Hommes		Femmes	
	Estimation du coefficient	Valeur p	Estimation du coefficient	Valeur p
droit, etc. — para-professionnels	0,044853	0,0001	0,008925	0,1812
arts et culture — professionnels	0,022989	0,0022	-0,01807	0,0222
arts, etc. — personnel technique	0,035262	0,0001	0,00786	0,2796
ventes et services — personnel spécialisé	0,052032	0,0001	0,03045	0,0001
ventes et services — personnel intermédiaire	0,060902	0,0001	0,055604	0,0001
ventes et services — personnel élémentaire	0,085409	0,0001	0,080699	0,0001
métiers et transport — personnel spécialisé	0,004656	0,386	0,033481	0,0001
transport, etc. — personnel intermédiaire	0,037883	0,0001	0,029124	0,0001
métiers de la construction	0,014717	0,0065	-0,00841	0,216
secteur primaire — personnel spécialisé	-0,01828	0,0011	-0,06553	0,0001
secteur primaire — personnel intermédiaire	-0,01525	0,0054	-0,06071	0,0001
secteur primaire — manœuvres	0,010371	0,0651	-0,01282	0,0971
fabrication — personnel spécialisé	0,004862	0,4692	-0,01834	0,0971
fabrication — conducteurs et monteurs	0,053423	0,0001	0,071973	0,0001
fabrication — manœuvres	0,049992	0,0001	0,049498	0,0001

Annexe B : Calcul du taux hebdomadaire de prestations

TABLEAU B
Calcul du taux hebdomadaire de prestations

Hommes

Rémunération pendant les semaines réduites	Rémunération assurable totale	Semaines du dénominateur	Taux hebdomadaire de prestations	Modification du taux hebdomadaire de prestations
	8 500 $	21	222,60 $	
300 $	8 800 $	22	220,00 $	-2,60 $
250 $	8 750 $	22	218,80 $	-3,80 $
200 $	8 700 $	22	217,50 $	-5,10 $
150 $	8 650 $	22	216,30 $	-6,30 $
100 $	8 600 $	22	215,00 $	-7,60 $
50 $	8 550 $	22	213,80 $	-8,80 $

Femmes

Rémunération pendant les semaines réduites	Rémunération assurable totale	Semaines du dénominateur	Taux hebdomadaire de prestations	Modification du taux hebdomadaire de prestations
	6 400 $	21	167,60 $	
300 $	6 700 $	22	167,50 $	-0,10 $
250 $	6 650 $	22	166,30 $	-1,30 $
200 $	6 600 $	22	165,00 $	-2,60 $
150 $	6 550 $	22	163,80 $	-3,80 $
100 $	6 500 $	22	162,50 $	-5,10 $
50 $	6 450 $	22	161,30 $	-6,30 $